

## THESIS / THÈSE

### MASTER EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

#### L'enseignement est-il une arme efficace pour lutter contre le chômage ?

Baudoux, Cédric

*Award date:*  
2019

*Awarding institution:*  
Université de Namur

[Link to publication](#)

#### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

#### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM403/009 Séminaire d'Analyse des Données / Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2018-2019

**L'enseignement est-il une arme efficace  
pour lutter contre le chômage ?**

**BAUDOUX Cédric**

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusunza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

## **REMERCIEMENTS**

Nous tenons à remercier l'ensemble des professeurs de l'Université de Namur pour leur aide et leurs conseils lors de la rédaction de ce travail et lors des différents rendez-vous programmés tout au long de ce séminaire.

## Contenu

1. Introduction .....	1
2. Revue de la littérature .....	4
2.1 Littérature .....	4
2.2 Cas pratique : le cas de la Pologne .....	8
3. Présentation du modèle et de la méthode .....	11
4. Description et explication des données .....	15
5. Résultats .....	20
5.1 Qualité du modèle .....	22
5.2 Significativité des variables explicatives .....	23
5.3 Effets Marginaux des variables significatives .....	24
5.4 Explication des variables significatives .....	25
6. Conclusion.....	28
7. Bibliographie.....	29
8. Annexes.....	31

## 1. Introduction

Herman Van Rompuy, lors de son second mandat à la tête du Conseil Européen, déclarait en 2013 que « le taux actuel du chômage chez les jeunes se trouve à un niveau alarmant cachant de nombreuses vérités et des causes profondes<sup>1</sup> ». Au niveau mondial on situe aujourd'hui ce taux à un niveau de 12,9% (Source : Banque Mondiale, avril 2019). Ce taux est encore plus élevé si on se concentre sur l'Union Européenne puisqu'il atteint une moyenne de 17,1% (Source : Banque Mondiale, 2018) pour l'ensemble de ses membres. Ce niveau dépasse même 30% pour des pays comme la Grèce (39,4%) et l'Espagne (34,3%) et près d'un jeune Français sur cinq est au chômage (20,9%).

**Tableau 1 : Taux de chômage des jeunes dans les pays européens à haut revenu**

Pays	2000	2013	2018
<b>Union Européenne</b>	19,9	24,9	17,1
<b>Belgique</b>	15,2	19,7	17,6
<b>Grèce</b>	28,7	55,2	39,4
<b>France</b>	20,4	23,5	20,9
<b>Italie</b>	31,5	35,5	31,5
<b>Pays-Bas</b>	5,2	11,7	6,9
<b>Portugal</b>	8,2	37,9	20,3
<b>Suisse</b>	5	8,3	7,9
<b>Suède</b>	9,3	23,4	16,9
<b>Allemagne</b>	8,5	8	6,4
<b>Luxembourg</b>	6,3	18,5	14,7
<b>Pologne</b>	35,1	26,4	11,4
<b>Rép. Tchèque</b>	16,8	19,5	8
<b>Slovaquie</b>	36,7	34,1	18,2
<b>Espagne</b>	25,2	53,1	34,3
<b>Royaume-Uni</b>	11,9	21,1	11,2

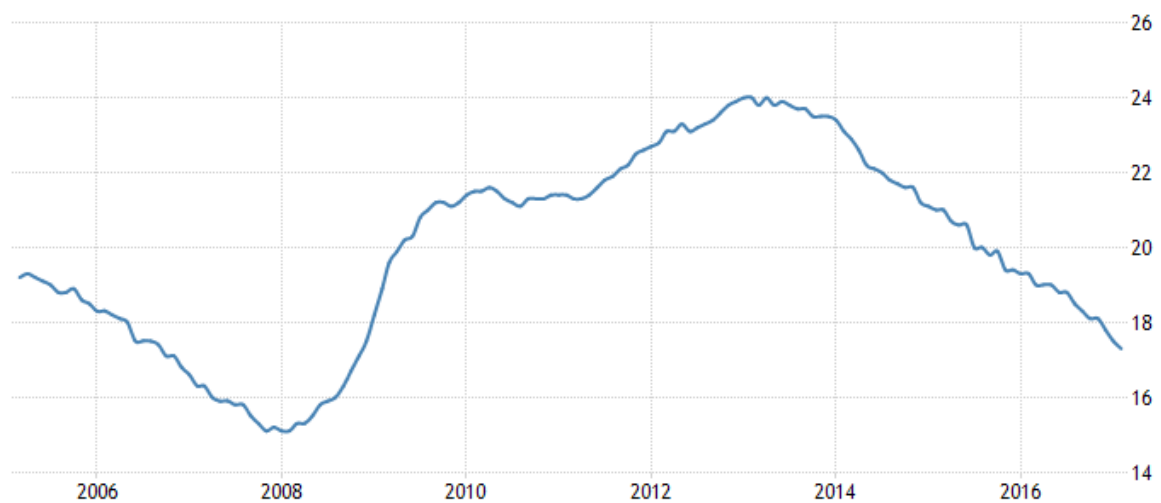
Source : Banque Mondiale. Pourcentage des jeunes (15-24 ans) au chômage.

Ces différents taux étaient encore plus importants à la sortie de la récente crise financière (voir tableau 1 et graphique 1). En Europe, il avait atteint 25,8% durant l'année 2013 (Source : Banque Mondiale) et si on se concentrait sur les populations pauvres d'Amérique

<sup>1</sup> [https://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms\\_data/docs/pressdata/en/ec/137290.pdf](https://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms_data/docs/pressdata/en/ec/137290.pdf)

Latine, celui-ci grimpait jusque 50%. Le problème est donc particulièrement grave car ce niveau élevé est marqué dans la durée indiquant que ce n'est pas un phénomène transitoire uniquement lié à la crise. Les jeunes en ont particulièrement subi les conséquences. Si au niveau mondial, on estime que le nombre total de chômeurs est passé 170 à 210 millions entre 2007 et 2009, la Commission Européenne indique que près d'un tiers du total du chômage a été supporté par les jeunes sur cette période. De son côté, l'Organisation Internationale du Travail<sup>2</sup> (OIT) a affirmé que les jeunes entre 16 et 25 ans ont perdu 17 millions d'emplois sur l'ensemble de la planète durant l'année 2009.

### Graphique 1. Evolution du taux de chômage des jeunes



**Note :** Evolution du taux de chômage des jeunes dans l'Union Européenne entre mars 2005 et mars 2017. Source : Tradingeconomics.com / Eurostat.

Afin de comprendre ce problème du chômage chez les jeunes, il est nécessaire de le traiter sous deux aspects fondamentaux : le marché du travail et l'éducation. Des étudiants dont les compétences sont meilleures sont plus productifs. Une productivité plus élevée augmente la demande de main d'œuvre des entreprises faisant alors baisser le taux de chômage. Cet aspect de l'éducation est une des missions principales de tout gouvernement et les nombreuses réformes que traversent, à sensiblement les mêmes intervalles, les systèmes éducatifs des pays de l'OCDE<sup>3</sup> en sont une preuve bien visible. Par exemple, on peut mettre en avant les tout récents changements apportés par la mise en place du pacte d'excellence en Belgique. Aujourd'hui, les étudiants de ces pays sont régulièrement évalués par divers tests standardisés et les résultats. Le test PISA est ainsi administré tous

<sup>2</sup> Que nous noterons OIT plus loin dans le travail  
<sup>3</sup> Organisation de coopération et de développement économiques

les trois ans à un panel d'étudiants proches du marché du travail dans un ensemble de 72 pays. Il mesure les compétences des élèves trois branches : les sciences, les mathématiques et la lecture afin de vérifier si les étudiants peuvent appliquer ces compétences en les mettant face à des problèmes rencontrés dans des environnements similaires au marché du travail. L'OCDE met en avant les avantages de ces tests expliquant que « les décideurs du monde entier peuvent utiliser ces résultats pour comparer les compétences de leurs élèves [...] et s'inspirer des politiques pratiques mises en œuvre ailleurs. »

Le but de cette étude quantitative sera donc de mesurer l'importance et l'impact de la qualité de l'enseignement sur la situation des jeunes sur le marché de l'emploi. Nous testerons si l'éducation et son renforcement sont des armes efficaces afin de préparer les étudiants au marché du travail. Si plusieurs études récentes vont dans ce sens, la littérature n'a toujours pas atteint un consensus. Plusieurs chercheurs comme HANUSHEK et KIMKO (2000) ou CHOUDRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012) ont en effet mis en avant le lien entre le chômage et les compétences cognitives. Les premiers ont par exemple établi une relation forte entre les résultats obtenus par des étudiants lors de six différents tests internationaux tels que le TIMSS<sup>4</sup> et la croissance du PIB d'une nation. Si les compétences cognitives ont remplacé ou complété les conditions et régulations du marché du travail comme déterminants du taux du chômage, d'autres préfèrent expliquer le chômage via les variables institutionnelles [cf. BACCARO et REI (2005)] ou la quantité d'éducation [cf. BRETON (2011)].

Nous nous pencherons donc plus particulièrement sur les différents axes présentés par KRAMARZ et VIARENGO (2015) en tentant de voir quelles stratégies sont potentiellement les plus efficaces pour lutter contre le chômage. Nous compléterons ainsi ce rapport en lui apportant un aspect quantitatif en nous basant sur les récents résultats obtenus par les étudiants aux tests PISA. En partant d'un récent travail sur les différents déterminants du taux de chômage des jeunes, nous récolterons les données de pays développés lors des quatre derniers tests PISA et de divers déterminants du chômage aux mêmes moments couvrant ainsi la période allant de 2006 à 2015. Cela nous permettra de déterminer empiriquement la force du lien entre la qualité de l'enseignement dans ces différents pays et de vérifier si un enseignement de meilleure qualité permet de mieux préparer les jeunes au marché de l'emploi.

---

<sup>4</sup> Abréviation de Trends in International Mathematics and Science Study, enquête internationale sur les acquis scolaires en mathématiques et en sciences chez les jeunes de 13-14 ans. Administré par l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire (IEA).

Les principaux résultats de notre analyse quantitative sont que la qualité de l'enseignement a plus d'impact sur la situation des jeunes sur le marché du travail que la quantité d'enseignement fournie. Améliorer l'enseignement sera donc plus efficace pour lutter contre le chômage que simplement rajouter une année d'étude supplémentaire. Certaines branches de l'enseignement notamment les branches scientifiques semblent également avoir plus d'impact sur la situation des jeunes sur le marché de l'emploi. Une autre conclusion intéressante est l'absence de significativité des réformes sur le marché du travail sur le taux d'emploi des jeunes même si la période de crise peut expliquer ce résultat contradictoire avec les résultats initiaux. D'autres axes sont de meilleurs vecteurs pour lutter contre les difficultés rencontrées par les jeunes sur le marché de l'emploi lors des périodes de récession.

Dans la suite de cette analyse, nous passerons en revue la littérature contemporaine traitant du chômage des jeunes (section 2) avant d'expliquer le modèle que nous testerons (section 3). Ensuite, nous présenterons les données utilisées (section 4) avant de fournir notre interprétation des résultats obtenus via notre modèle et de conclure (section 5 et 6).

## **2. Revue de la littérature**

### **2.1 Littérature**

Dans cette section, nous revisiterons la littérature concernant le chômage des jeunes sous différents aspects. Nous aborderons également la situation de la Pologne qui avait récemment réformé en profondeur son système éducatif et vu une hausse notable dans ses résultats aux tests PISA. Premièrement, nous passerons en revue la théorie concernant les conséquences du chômage pour les jeunes. Ensuite, nous aborderons les différents déterminants du chômage avant de terminer par la littérature traitant du lien entre éducation et chômage.

Un taux de chômage élevé des jeunes a plusieurs conséquences importantes. Premièrement, les personnes ne trouvant pas un emploi ne peuvent développer leurs compétences selon la théorie du capital humain développée par BECKER (1964). Pour les jeunes, ces effets sont d'autant plus importants de par la nature du public ciblé et donc le nombre d'années de travail encore à fournir. Ils perdent de précieuses années d'expérience, retrouvent encore plus difficilement un emploi ou juste de qualité bien moindre et précaire et ont des revenus sur leur vie entière plus faibles [cf. KLUVE (2014)]. De plus, une limitation dans les opportunités d'emploi pour les jeunes peut, même dans les pays



membres de l'OCDE, mener à une augmentation dans le nombre de crimes commis et dans le bien-être économique des jeunes affectés pouvant aller jusqu'à créer une génération perdue [cf. CARD et KRUEGER (1996)]. L'OIT ajoute également qu'un taux élevé de chômage chez les jeunes aura de graves conséquences à long terme que ce soit en termes de croissance pour la nation considérée ou dans les compétences et l'éducation des jeunes concernés.

De plus, si cette théorie indique donc que les risques sont importants, elle est également une des causes de la situation moins avantageuse des jeunes sur le marché du travail [cf. PASTORE (2018)]. Les jeunes ont en effet un capital humain de départ plus faible. Cela peut s'expliquer par le cas de jeunes quittant le milieu scolaire plus tôt mais aussi par les jeunes terminant leurs études secondaires ou tertiaires et qui manquent encore d'expérience ou de compétences spécifiques à un emploi. Celles-ci peuvent même prendre plusieurs années avant de les acquérir. Ce capital de départ plus faible va expliquer les variations plus importantes dans le taux de chômage que subissent les jeunes lors des périodes de croissance et surtout de récession. En effet, une entreprise se séparera plus facilement des éléments dont le capital humain est le plus faible afin d'impacter le moins possible sa production. Les contrats des jeunes étant souvent temporaires, les coûts de renvoi sont également plus faibles.

Quant à l'aspect économétrique, il existe des modèles différents, et donc par extension de variables, dans la littérature pour expliquer le chômage. Les variables employées peuvent varier en importance et parfois même voir leur signe changer selon le modèle choisi par l'auteur de la recherche [cf. LEE et NEWHOUSE (2013)]. Il est toutefois toujours expliqué par différents grands groupes de variables [cf. CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012)]. Le premier groupe concerne les conditions macroéconomiques. La variable clef dans ce groupe est la croissance du PIB telle que reprise par la Loi d'Okun<sup>5</sup>. D'autres variables significatives de ce premier regroupement et parfois utilisés pour caractériser le chômage sont la croissance de la productivité, l'ouverture au commerce, le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel. Le second groupe comprend les variables démographiques ou structurelles. Sont ainsi reprises dans ce deuxième ensemble, la densité de population ou le ratio de jeunes du côté démographique et la répartition sectorielle de la production ou les liens entre structure financière et l'économie réelle, mesurée par un indice de liberté économique par exemple, pour le deuxième groupe. Le dernier groupe est

---

<sup>5</sup> Relation linéaire entre la croissance du PIB et le taux de chômage. Selon son auteur, un niveau de croissance du PIB doit être atteint avant que le taux de chômage ne puisse diminuer.  
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.472.9600&rep=rep1&type=pdf>

constitué des variables institutionnelles telles que les taxes du travail, le niveau des allocations de chômage, le degré de syndicalisme, la structure de négociations collectives ou les politiques sur le marché du travail. L'OCDE, dans son rapport de l'année 2006, rajoute le niveau des taxes en tant que variable clef expliquant le niveau de chômage dans les pays membres.

C'est le cas de CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012) qui dans leur modèle donnent une estimation de l'impact des différentes politiques et réformes sur le taux de chômage des jeunes mises en place par les gouvernements de pays développés durant les trente dernières années. Les résultats majeurs de cette estimation économétrique sont que ces politiques ont un impact plus important sur le taux de chômage des jeunes que sur le taux de chômage global. S'ils désirent le combattre, les gouvernements devraient en priorité stimuler la croissance économique. Ensuite, leur attention devrait se porter sur l'implantation de réformes du marché du travail et de la liberté économique sur le marché des produits. Ces mesures seraient d'autant plus bénéfiques que les pays visés ont une situation négative pour leurs jeunes.

Dans leur rapport destiné à la Commission Européenne, KRAMARZ et VIARENGO (2015) présentent trois grands axes afin de lutter contre cette croissance du chômage chez les jeunes. Premièrement, le besoin de renforcer la qualité de l'enseignement et les diverses connaissances acquises durant le parcours scolaire des étudiants. Ensuite, ils pointent la nécessité de garantir cet enseignement à tous dans ce qu'ils qualifient les « stratégies de prévention » et les « stratégies correctives ». Ces interventions sont destinées à aider les plus démunis, que celles-ci se déroulent dans un cadre préscolaire pour les plus jeunes ou plus tard pour les personnes ayant déjà vécu des périodes de chômage ou dans la période de transition entre le milieu scolaire et celui de l'emploi.

De leur côté, des chercheurs comme JIMENEZ (2012) ou LEE et NEWHOUSE (2013) avancent que la solution au problème de ce chômage élevé réside plus dans l'amélioration de la qualité de l'enseignement et des compétences cognitives des étudiants que dans la simple augmentation du nombre d'année d'études. Ils ont ainsi choisi d'étudier la relation entre ces compétences cognitives et le chômage là où la littérature précédente préférait, pour l'expliquer, se concentrer sur d'autres facteurs tels que la structure démographique, les conditions du marché du travail ou la réglementation de ce dernier. Ce focus a deux origines. Premièrement, le fait que les compétences cognitives sont un déterminant fort de résultats positifs chez les adultes. Cette relation reflète le rôle de compétences non-

cognitives telles que la motivation et la conscience qui sont corrélées aux compétences cognitives. Un étudiant obtenant de bons résultats aux tests standardisés sera souvent un étudiant motivé qui sera mieux armé face au marché du travail et il aura plus de chances de trouver un emploi. Deuxièmement, les différents travaux de HANUSHEK détectant un lien fort entre les résultats aux tests cognitifs et les conséquences sur la croissance dans deux études. Principalement, deux études sur une importante base de données sur 40 ans prouvent ainsi une forte relation positive entre les résultats aux tests et le taux moyen de croissance du PIB pour la période allant entre 1960 et 2000. Ces deux études aboutissent aux mêmes conclusions indiquant que les compétences cognitives d'une population ont des conséquences importantes sur la croissance économique et la répartition des revenus prouvant qu'améliorer ces compétences est la solution pour améliorer le développement économique d'un pays et donc les conditions sur le marché du travail des jeunes. Dans son premier travail avec KIMKO (cf. HANUSHEK et KIMKO (2000)), les résultats de son analyse empirique suggèrent que la qualité de la force de travail est importante pour la croissance et que cette qualité provient principalement de la qualité l'enseignement. Les ressources dépensées dans l'éducation ne semblent toutefois pas avoir d'importance. De même, la quantité de l'enseignement n'a que peu d'influence pas la croissance. En effet, leurs résultats indiquent que l'effet sur la croissance d'une augmentation d'un point dans l'écart-type de leur variable mesurant la qualité est aussi important que neuf années d'études dites « moyennes ». Les résultats vont être approfondis par HANUSHEK et WAUSSMAN (2010). Ici, leurs résultats vont montrer que l'impact sur la croissance est plus fort si l'amélioration des compétences cognitives des étudiants concerne les étudiants les plus doués et ceux obtenant les résultats les plus faibles. Si de nombreux pays se sont souvent uniquement concentrés sur un des deux aspects, la stratégie la plus efficace pour améliorer la croissance est de renforcer ces deux aspects. En effet, les travailleurs les plus qualifiés et une main d'œuvre de base sont complémentaires.

Toutefois, ces derniers résultats sont revisités par LEE et NEWHOUSE (2013). S'ils confirment tout d'abord la relation positive détectée, la corrélation apparaît toutefois comme plus faible que précédemment particulièrement quand on isole la période allant de 1990 à 2010 ou si on introduit de nouveaux pays dans le modèle. De plus, des pays obtenant de meilleurs résultats peuvent être expliqués justement par une croissance plus importante. Par exemple, une croissance plus élevée peut inciter des parents et leurs enfants à produire de plus grands efforts dans le cadre scolaire parce que la récompense à la fin sera plus attirante grâce à la conjoncture. Les deux auteurs démontrent ensuite la

relation positive entre les compétences cognitives et l'emploi ultérieur des jeunes. Des relations inverse avec le taux de chômage, l'oisiveté des jeunes, le ratio de chômage<sup>6</sup> et positive avec la qualité de l'emploi conditionné au fait de travailler sont ainsi détectées. Ce premier résultat est même robuste à l'inclusion des effets fixes.

Enfin, NOVELLA et DUVIVIER (2015) observent, lors de la récente crise, à l'échelle de la Belgique les taux de sortie du chômage pour différents niveaux de qualifications chez des jeunes qui n'ont aucune expérience professionnelle. Elles en tirent plusieurs relations. Premièrement, une corrélation positive entre le diplôme obtenu et la chance de trouver rapidement un emploi une fois les études terminées. D'autres facteurs rentrent également en compte : le genre, la région de résidence, la nationalité et l'âge. Les jeunes flamands présentent par exemple un taux de sortie plus élevé que ceux dont la résidence se situe en Wallonie ou à Bruxelles. L'âge et le sexe peuvent également être discriminants, les plus jeunes diplômés trouvant plus rapidement un emploi durant les deux périodes concernées par l'étude.

## 2.2 Cas pratique : le cas de la Pologne

La Pologne est un des pays dont les résultats aux tests PISA ont le plus évolué récemment allant jusqu'à être qualifiée de « plus grande succès story de l'éducation ». Le pays était ainsi classé en 2009 cinquième en lecture, sixième en sciences et onzième en mathématiques sur l'ensemble des pays européens alors qu'elle se classait en dessous de la moyenne de l'OCDE lors du premier test en 2000 [cf. POLAKOWSKI (2012)]. Elle améliorait encore ses résultats en 2012. Ce pays avait à l'époque modifié en profondeur son système éducatif pour le rendre plus efficace. Les principales réformes touchaient les différents niveaux d'éducation qui ont été changés : la durée des études primaires a été diminuée d'un an afin de permettre d'introduire trois ans de lycée avant le début des études secondaires. Le but était de retarder la répartition des élèves dans les différentes options via ce tronc commun, le choix de poursuivre des études académiques ou se diriger vers l'enseignement professionnel ne se déroulant plus qu'après neuf années dans le parcours scolaire. Ces changements allaient à l'encontre des recommandations actuelles visant à placer l'enseignement professionnel et les stages le plus tôt possible dans les formations [cf. KRAMARZ (2015)]. D'autres changements notables étaient l'augmentation du nombre d'heures en mathématiques, la suppression du russe comme langue obligatoire et l'introduction d'autres langues étrangères dans les cursus scolaires.

---

<sup>6</sup> Définie comme le ratio des jeunes au chômage sur le total des jeunes

Cette réforme a été évaluée par JAKUBOSVSKI (2011). En comparant des groupes d'étudiants suivant l'enseignement général ou professionnel lors de la mise en place de la réforme, il constate une amélioration notable dans les résultats des étudiants affectés par cet enseignement plus général. L'amélioration de ces résultats est principalement due à cette réforme mais une meilleure préparation des étudiants aux tests a également joué un rôle dans cette augmentation.

JAKUBOSVSKI (2015) a également analysé la situation des jeunes polonais à la sortie de leurs études secondaires en la comparant à celles des jeunes de trois pays voisins : la Slovaquie, la République Tchèque et la Hongrie. Alors que les résultats des polonais étaient inférieurs à ceux de leurs voisins en 2000 lors des premiers tests PISA, ils sont devenus plus performants dès la seconde édition (cf. tableau 2 ci-dessous) dépassant à la même occasion la moyenne des pays de l'OCDE. HERBST et WOJCIUK (2014) notent qu'en plus de voir la moyenne nationale augmenter, la part d'étudiants ayant des résultats faibles a diminué là où ce ratio a augmenté en Hongrie et en Slovaquie. La Pologne a ainsi déjà rencontré les objectifs dressés par la Commission Européenne dans ce domaine. Elle est également devenue un des pays où les variations dans les résultats entre différentes écoles sont les plus faibles.

**Tableau n°2 : Moyenne des résultats PISA des pays visés par HERBST et WOJCIUK (2014)**

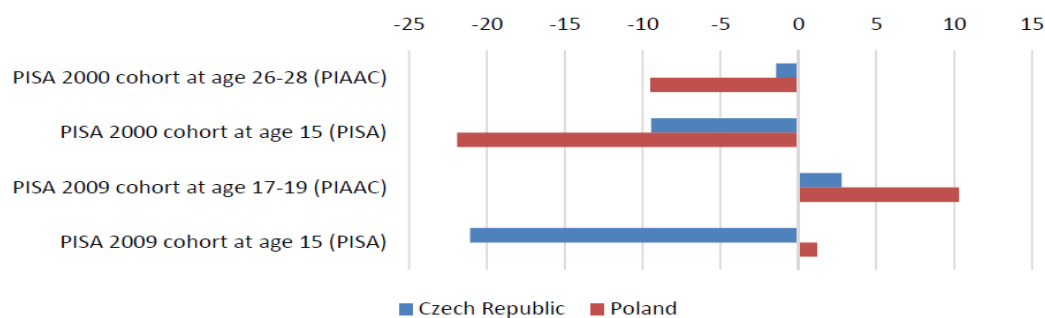
	<b>2006</b>	<b>2009</b>	<b>2012</b>	<b>2015</b>
<b>Pologne</b>	499,33	501,11	520,50	503,86
<b>République Tchèque</b>	501,81	490,49	500,04	490,80
<b>Slovaquie</b>	482,29	488,13	471,86	462,83
<b>Hongrie</b>	492,41	495,66	486,60	474,36

Source : Moyenne des résultats PISA de la Pologne et de trois pays voisins. Les résultats obtenus le sont via des données tirées du site de l'OCDE.

Une des conséquences de cette réforme est le nombre croissant d'étudiants poursuivant des études tertiaires. Ce résultat est commun aux quatre pays visés, héritage de l'influence communiste qui encourageait l'enseignement professionnel. Au niveau temporel, les jeunes polonais « récents » montrent également de bien meilleurs compétences que leurs aînés. Si cette amélioration est présente dans les quatre pays visés, elle est particulièrement notable dans le cas de la Pologne. Les polonais ont également moins souffert des effets de

la crise même si on assiste à une augmentation du phénomène de pauvreté au travail [cf. POLAKOWSKI (2012)].

### **Graphique 2 : Comparaison des compétences des jeunes polonais et des jeunes tchèques à l'âge de 19 ans par rapport à la moyenne de l'OCDE**



Source : Graphique tiré de JAKUBOWSKI (2015). Comparaison entre les résultats des jeunes tchèques et polonais lors des tests standardisés PISA (15 ans) et PIAAC (17-19 ans). Pour pouvoir établir la comparaison entre les résultats des deux textes, l'auteur a multiplié par deux les résultats du test PIAAC.

Mises ensemble, ces deux changements se traduisent par une éducation continue et de meilleures compétences après avoir quitté l'école [cf. JAKUBOSVSKI (2015)]. La situation sur le marché du travail a également évolué. Les polonais éduqués avec l'ancien système avaient une situation moindre que celles des cohortes tchèques similaires. Le contraire est d'application en 2009 puisque les jeunes polonais de 17-19 ans montrent de meilleures compétences que leurs voisins (cf. graphique 2 ci-dessus). Compétences qui peuvent être associées à des salaires plus élevés, un taux de chômage plus faible et moins de soucis de santé selon le rapport 2014 de l'OCDE. Lorsque l'on compare les indicateurs de la Pologne à la moyenne européenne, la situation des jeunes polonais évolue mieux que celle de l'européen moyen. Le taux de chômage des jeunes est passé de 44% en 2002 à 17% en 2008 (Source : Eurostat) avant de remonter suite à la crise financière. Le taux de chômage des 25-34 ans et le ratio des jeunes au chômage sur celui des adultes au chômage ont suivi la même tendance passant sous la moyenne européenne en 2008.

Si la réforme a atteint ses objectifs en améliorant les compétences générales des jeunes polonais et en leur permettant plus facilement de poursuivre des études tertiaires, elle présente toutefois toujours plusieurs défauts. Certaines compétences sont encore pointées comme insuffisantes par les employeurs polonais. Les politiques polonais envisagent de modifier encore le cursus scolaire en y incluant maintenant des cours permettant d'améliorer la communication ou l'organisation des jeunes. HERBST M. et WOJCIUK A. (2014) pointent également le fait que les caractéristiques du marché du travail propres à

chaque pays influencent plus la situation des jeunes que les caractéristiques et l'efficacité des systèmes éducatifs des pays. La situation des jeunes polonais est meilleure que celle des hongrois et des slovaques mais ne se démarque pas des jeunes tchèques. La création nette d'emplois est en effet positive depuis 2010 mais les emplois créés en Pologne ont souvent été des emplois à durée limitée. Seul 40,3% des personnes ayant un contrat temporaire en 2009 avaient obtenu un contrat permanent en 2011 [cf. POLAKOVSKI M. (2012)]. Cette précarité dans les emplois était également associée à un niveau de rémunération plus faible. Les travailleurs enchaînant les emplois à durée limitée gagnaient entre 14 et 18% moins que leurs équivalents à contrat permanent.

### **3. Présentation du modèle et de la méthode**

Le but de cette recherche est de tester le lien entre la qualité de l'enseignement, mesuré par les résultats obtenus lors des tests PISA et la situation des jeunes dans un pays développé. Dans cette section, nous présenterons donc les différentes variables choisies pour capturer les variations dans le taux de chômage des jeunes après leur sortie du milieu scolaire. Celles-ci seront celles incluses dans le modèle développé par CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012). Le modèle développé devra mesurer l'impact des résultats obtenus lors des tests PISA sur le taux de chômage des jeunes. Les tests PISA présentent plusieurs avantages pour cette étude. Ils mesurent les compétences nécessaires pour participer à la vie active dans la société moderne. Les compétences mesurées le sont en effet via des problèmes de la vie réelle différents des compétences évaluées habituellement en milieu scolaire. Les étudiants prenant part aux tests sont également en fin de cycle et proches de rejoindre le milieu du travail ou de poursuivre des études tertiaires. Le modèle étudiera les variations du taux de chômage des jeunes dans un ensemble de 26 pays européens à haut revenu, membres de l'OCDE et dont les étudiants sont soumis aux tests standardisés PISA. Le lien réel entre ces résultats et le taux de chômage des jeunes est difficile à interpréter. En effet, de meilleurs résultats à un test pour un individu à un instant  $t$  ne vont pas améliorer ses chances sur le marché de l'emploi au même moment  $t$ . La baisse du chômage associée à de meilleurs résultats peut s'expliquer de différentes façons. Par exemple, une nation où les étudiants ont des résultats aux tests standardisés très élevés peut pousser ceux-ci à poursuivre des études supérieures ce qui réduira forcément le taux de chômage en réduisant le nombre de personnes sur le marché de l'emploi. Dans le même sens, il est compliqué de quantifier avec précision l'impact de l'éducation, en particulier sur le chômage souvent spécifié et modélisé de façon différente. HANUSHEK et KIMKO (2000) avaient par exemple, dans leur travail liant éducation et productivité, relevé qu'une

variation d'un point dans l'écart-type des résultats obtenus aux tests correspondait à un changement de plus d'un point de pourcentage dans la croissance du PIB. Un résultat, sans remettre en cause le lien détecté, qu'ils considéraient déjà comme « invraisemblablement large ».

Les données seront donc des données de panel. Nous utiliserons également un panel à effet fixe dans une régression supplémentaire afin de tenir compte des effets particuliers à chaque pays notamment la volonté d'encourager les jeunes à poursuivre des études tertiaires.

La variable expliquée sera le taux de chômage des jeunes :

- YUR : représentera le taux de chômage des jeunes c'est-à-dire la population âgée de 15 à 24 ans. Il sera calculé comme le rapport entre le nombre de jeunes au chômage sur la force de travail totale des jeunes. Une comparaison sera également faite dans une autre régression avec la tranche d'âge des 25-34 ans.

La variable explicative sera ainsi PISA :

- PISA : représentera ainsi la moyenne arithmétique obtenue lors des trois différentes branches évaluées par le test PISA. Les différentes branches évaluées par les tests PISA (mathématiques, sciences et lecture) seront également utilisés comme variables dans différentes régressions afin de voir si les variations dans l'une d'entre elles ont plus d'influence sur le taux de chômage des deux tranches d'âge considérées.

La variable CONDITIONELLE sera également utilisée dans une régression. Elle mesurera l'impact de l'éducation en tenant compte aussi bien de la moyenne des étudiants que de l'écart-type de ces résultats. Cela afin de mesurer quel axe préconisé par KRAMARZ et VIARENGO (2015) afin de lutter contre le problème du chômage est le plus efficace.

- ⇒ Le signe attendu de ces variables est négatif. De meilleurs résultats pour une population signifie que les travailleurs sont plus productifs et que donc la demande de travail est plus élevée. De plus, l'effet de déplacement mentionné plus haut avec une plus grande population poursuivant des études supérieures va également dans ce sens.



Afin de vérifier l'impact de la qualité de l'éducation sur le taux de chômage des jeunes, nous avons d'abord listé les différents déterminants du chômage et particulièrement de la tranche d'âges étudiée. Le modèle économétrique développé CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012) nous permet de lister ces différents déterminants et de les utiliser comme variables de contrôle dans notre modèle :

- GDP Growth : croissance annuelle du PIB en t-1.
  - ⇒ Le signe attendu est négatif, un pays en croissance devrait être créateur d'emplois.
- Inflation : taux d'inflation annuel mesuré par l'indice des prix à la consommation.
  - ⇒ Selon la relation empirique de la courbe de Phillips<sup>7</sup>, inflation et taux de chômage sont reliés négativement.
- Real Interest Rate : taux d'intérêt réel à long terme.
  - ⇒ Une diminution des taux d'intérêt devrait augmenter l'investissement et donc la demande de biens et services et donc de travailleurs. Le signe attendu est donc positif.
- Population : Pourcentage de la population dont l'âge est inférieur à 14 ans.
  - ⇒ KORENMAN et NEUMARK (1997) établissent un lien entre la taille de certaines cohortes de jeune sur le taux de chômage. De grandes cohortes conduisent à une augmentation du taux de chômage là où des cohortes de taille moyenne n'ont que peu d'impact. Des cohortes de taille réduite, comme on peut le voir en Europe où elles ont tendance à diminuer, peuvent même conduire à une amélioration de la situation des jeunes. Le signe attendu est donc positif.
- EFI (Economic Freedom Index<sup>8</sup>) : Cet index, développé par l'Institut Fraser, mesure le degré liberté économique d'une nation dans différents domaines.
  - 1) Taille du gouvernement : taxes, allocations et entreprises.
  - 2) Droits de propriété
  - 3) Accès à une monnaie saine
  - 4) Liberté de commercer internationalement

<sup>7</sup> <https://www.econlib.org/library/Enc/PhillipsCurve.html>

Cette relation indique une relation empirique négative entre taux de chômage et inflation (mesurée par le taux de croissance des salaires nominaux). Cette relation n'est toutefois valide que sur le court terme. Sur le long terme, on observe une absence de relation entre ces deux variables.

<sup>8</sup> <https://www.fraserinstitute.org/studies/economic-freedom>

## 5) Règlementation du travail, du crédit et des affaires

Les valeurs prises par cet index sont comprises entre 0 et 10 et sont calculées comme la moyenne arithmétique des notes reçues dans chacune des cinq catégories définies plus haut. Au plus la valeur est élevée, au plus les politiques et institutions de la nation laissent les individus prendre leurs propres décisions économiques. Par exemple, dans un pays dont l'indice est élevé, les biens des individus sont protégés, le système juridique traite l'ensemble de la population de manière équitable et l'environnement monétaire est stable. Les impôts sont généralement à un niveau bas et il n'existe pas de barrière au commerce international.

- ⇒ Un pays plus libre économiquement devrait voir son taux de chômage diminuer.
- Part Time : mesure le taux d'emploi à temps partiel. Ratio entre le nombre de travailleurs à temps partiel et le nombre total de personnes au travail.
  - ⇒ Un pays dont les travailleurs à temps partiel devrait voir son taux de chômage des jeunes diminuer.
- Education : Nombre moyen d'années d'éducation.
  - ⇒ Des élèves suivant une scolarité plus longue devraient faire diminuer le taux de chômage.
- Imposition de l'emploi : Le niveau d'imposition de l'emploi.
  - ⇒ Des emplois plus taxés devraient décourager l'emploi et donc augmenter le taux de chômage.
- ALMP/UNEMP : ratio entre le nombre de participants aux programmes et politiques actives sur le marché du travail et le nombre total de personnes au chômage.
  - ⇒ Un ratio plus élevé de personnes disposant d'aide devrait diminuer le taux de chômage, les entreprises étant encouragées d'engager.
- LMRI (Labor Market Regulation Index) : développé par l'Institut Fraser avec l'index de liberté économique, cet index composite est basé sur six mesures du marché du travail (salaire minimum, régulation sur le licenciement et le

recrutement, système centralisé de négociation collective, coûts de recrutement, coûts de licenciement et conscription). La note donnée est la moyenne arithmétique des notes obtenues dans chacune des catégories.

⇒ Un marché du travail plus libre devrait favoriser l'engagement et donc diminuer le taux de chômage.

- Unemployment benefits : montant des allocations de chômage (en pourcentage du PIB).

⇒ Des allocations de chômage plus élevées ou bénéficiant à plus de personnes devraient augmenter le salaire de réserve des chômeurs et donc augmenter le taux de chômage.

Le modèle choisi est donc un modèle en panel de la forme :

$$YUR_{it} = \alpha + PISA_{it} \beta + (MEC_{it} \lambda) + Z_{it} \mu + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où  $YUR_{it}$  représente le taux de chômage chez les jeunes dans un pays  $t$  durant une année  $i$ .  $PISA_{it}$  représente les notes obtenues aux différents tests PISA lors des années  $t$  par les étudiants du pays  $i$ . Il est obtenu en faisant la moyenne arithmétique des résultats dans les trois différentes branches des évaluations.  $MEC_{it}$  représente les éventuels effets fixes des différents pays étudiés dans la régression à effets fixes. En effet, dans chacun des différents pays étudiés, il existe des règles informelles liées à la culture de la nation en question. Un pays peut décider d'encourager ses étudiants à poursuivre des études supérieures faisant alors baisser son taux de chômage chez les jeunes.  $Z_{it}$  représente les différentes variables de contrôles définies plus haut et  $\varepsilon_{it}$  le terme d'erreur.

#### 4. Description et explication des données

Les données proviennent majoritairement de deux sources, l'étude portant sur les pays européens membres de l'OCDE, Eurostat et la base de données de l'OCDE. Les données antérieures à 2006 ne sont pas considérées pour cette analyse quantitative. En effet, la récolte de données et le cadre de l'étude PISA étaient réalisés de façon différente ce qui risquerait de fausser les résultats. Nous nous limiterons donc à quatre périodes : les résultats obtenus lors des années 2006, 2009, 2012 et 2015.

Au niveau des observations, les pays étudiés sont les suivants: l'Autriche, la Belgique, la République Tchèque, le Danemark, l'Estonie, la Finlande, l'Allemagne, la Grèce, la Hongrie, l'Islande, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, le Luxembourg, les Pays-Bas, la Norvège,

la Pologne, le Portugal, la Slovaquie, la Slovénie, l'Espagne, la Suède, la Suisse et le Royaume-Uni. Se limiter à ces pays à haut revenu permettra de collecter des données fiables nécessaires à l'établissement d'une base de données complète et à l'analyse quantitative particulièrement quand elles concernent les réformes et politiques du marché du travail.

**Tableau 3 : Source des données utilisées**

<b>Variable</b>	<b>Origine</b>
Taux de chômage chez les jeunes (YUR) et chez les personnes de 25 à 34 ans (YURATE2534)	Eurostat
Résultats aux tests PISA (PISA)	Base de données de l'OCDE
GDP -1	Eurostat
Inflation	Eurostat
R LT	Eurostat
Pop	Eurostat
EFI	Institut Fraser
Part time	Eurostat
Education	Base de données de l'UNESCO, complété par BARRO et LEE <sup>9</sup> (2013 <sup>10</sup> ) et la Banque Mondiale
ESS	Base de données de l'OCDE
IE	Base de données de l'OCDE
ALMP	Base de données de l'OCDE
UNEMP	Base de données de la Banque Mondiale
LMRI	Institut Fraser
Benefits	Eurostat
Math Results, Math Dev, Sciences Results, Sciences Dev, Reading Results, Reading Dev.	Base de données PISA disponible sur le site de l'OCDE

<sup>9</sup> Disponible en accès libre sur <http://www.barrolee.com/>  
<sup>10</sup> Date de la mise à jour de leur base de données corrigée.

Les transformations suivantes ont dû être apportées aux données :

**Tableau 4 : Transformation des données**

ALM/UNEMP	Rapport entre le nombre de personnes bénéficiant d'aides ou de politiques actives sur le marché du travail
Empl Tax	Calculé comme suit : $ESS / (IE - ESS)$ ESS est la contribution de l'employeur à la sécurité sociale et IE la compensation offerte aux personnes employées.
LnPoP	Logarithme népérien de la valeur de la population des jeunes.
PISAMOY	Moyenne des résultats obtenus dans les trois tests PISA
CONDITIONNELLE	Construite en multipliant moyenne et écart-type des résultats PISA

Au niveau des données, aucune donnée aberrante n'a été détectée. Plusieurs données étaient par contre manquantes et ont ainsi dû être estimées par interpolation linéaire, par exemple le taux de travail à temps partiel en vigueur en Islande en 2006 et le montant des allocations en Pologne en 2015. Cette interpolation peut être effectuée vu le caractère temporel des données. Les valeurs des années l'encadrant n'étaient également pas en rupture ce qui fausserait notre modèle.

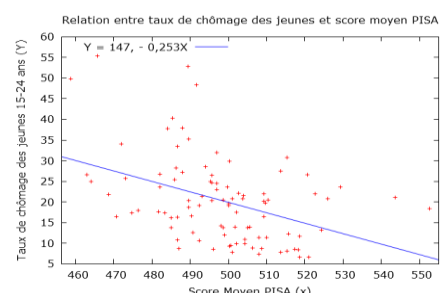
Par contre, les données concernant les participants et les dépenses aux programmes sur le marché du travail pour l'Islande et le Royaume-Uni en 2012 et 2015 ne sont pas disponibles et il n'est pas possible de les estimer par interpolation linéaire. Nous supprimons donc ces observations. Le modèle portera donc sur un ensemble de 94 observations.

#### Statistique descriptive :

L'analyse graphique des variables via des nuages de point, disponibles dans l'annexe n°2, semble confirmer les intuitions concernant les corrélations entre les variables introduites dans le modèle. La pente de la droite de régression liant le taux de chômage des jeunes et la croissance du PIB est toutefois presque nulle ne permettant ici pas de confirmer la

prédiction réalisée sur base de la courbe de Philips en section 3. Cette dispersion peut probablement s'expliquer par la période étudiée et la présence de la crise financière.

### Graphique n°3 : Relation graphique entre la variable expliquée et la variable explicative star



**Note :** Nuage de points et droite de régression obtenue via les MCO entre la variable expliquée (taux de chômage des 15-24 ans) et la variable explicative. Source : calcul des auteurs.

Dans le graphique ci-dessus, on peut observer que la principale variable de cette analyse empirique, la moyenne des résultats obtenus aux tests PISA, est corrélée négativement avec la variable expliquée ce qui corrobore notre intuition en section précédente.

**Tableau 5 : Statistique descriptive**

<i>Variable</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Médiane</i>	<i>S.D.</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
<i>YURate</i>	20,34	19,60	10,30	6,60	55,30
<i>YURate2534</i>	9,61	8,2	5,5	1,80	31,9
<i>PISAMOY</i>	498,20	498,67	16,701	458,67	552 ,67
<i>GDPt1</i>	2,02	2,05	2,78	-9,10	10,7
<i>Inflation</i>	1,55	1,55	1,61	-1,70	6,60
<i>RLT</i>	3,69	3,75	2,97	-3,53	22,5
<i>lnPOP</i>	14,0	13,9	1,33	11,4	16,3
<i>EFI</i>	7,51	7,50	0,36	6,45	8,42
<i>Parttime</i>	16,9	14,2	11,2	2,60	46,9
<i>EmplTax</i>	1,09	0,76	0,95	0,00	4,03
<i>ALMUNEMP</i>	0,54	0,50	0,391	0,03	1,90
<i>LMRI</i>	6,56	6,75	1,13	3,93	8,45
<i>Benefits</i>	1,33	1,20	0,82	0,10	3,70
<i>Education</i>	11,8	12,1	1,41	7,65	14,1
<b>Note :</b> Source : calcul des auteurs. Le reste des statistiques de la base de données utilisée est disponible en annexe numéro 3.					

Les valeurs centrales, moyennes et médianes, sont relativement proches pour chacune des variables indiquant que l'échantillon semble de bonne qualité. On peut toutefois voir que les maxima et minima de certaines variables sont fort éloignés. L'étendue importante pour ces variables peut être imputée à la crise traversée durant la période considérée (2006-2015). On peut notamment mettre en avant l'inflation dont l'écart-type est très proche de ses valeurs centrales ce qui confirme l'analyse des nuages de points et semble indiquer que cette variable ne sera pas significative.

Nous pouvons observer que le taux de chômage des jeunes est plus élevé que celui des 25-34 ans, moyennes et médianes passant du simple au double. Le passage du milieu scolaire au marché du travail est donc une étape difficile pour de nombreux jeunes et un marché fort hétérogène dans les différents pays étudiés. Cela confirme également le fait que ces derniers sont les principales victimes de la crise.

## Tableau 6 : Matrice de corrélation

La matrice complète est disponible en annexe 4.

Variables	YUrate	PISAMOY	GDPt-1	inflation	RLT	InPoP	EFI	Parttime	EmplTax	ALMUNEMP	LMRI	benefits	Education	EcartType
YUrate	1													
PISAMOY	-0,41	1												
GDPt-1	-0,36	0,19	1											
Inflation	0,01	-0,04	0,35	1										
RLT	0,52	-0,29	-0,54	0,12	1									
InPoP	0,29	-0,16	-0,15	-0,07	0,04	1								
EFI	-0,51	0,49	0,26	-0,06	-0,42	-0,19	1							
Parttime	-0,47	0,29	-0,11	-0,22	-0,22	-0,09	0,42	1						
EmplTax	0,45	-0,41	-0,08	0,08	0,20	0,46	-0,56	-0,40	1					
ALMUNEMP	-0,33	-0,05	0,03	-0,02	-0,25	-0,10	0,12	0,37	-0,28	1				
LMRI	-0,26	0,12	0,28	-0,29	-0,24	-0,02	0,40	0,21	-0,04	-0,10	1			
Benefits	0,27	0,16	-0,35	-0,21	0,04	0,25	0,05	0,24	-0,01	0,23	-0,10	1		
Education	-0,49	0,38	0,22	-0,07	-0,27	-0,37	0,38	0,22	-0,35	0,01	0,26	-0,29	1	
EcartType	-0,13	-0,01	-0,09	-0,16	-0,15	0,25	-0,11	0,28	0,32	0,31	0,02	0,13	-0,01	1

**Note :** Matrice de corrélation entre les différentes variables de la base de données. Source : Calcul des auteurs.

L'analyse de la matrice de la corrélation indique l'absence de multicollinéarité parfaite. Des corrélations sont toutefois présentes entre certaines variables explicatives. La corrélation inconditionnelle de la variable expliquée est la plus forte avec les variables endogènes suivantes : le score moyen aux tests PISA, le taux d'intérêt à long terme, le taux d'emploi à temps partiel, le niveau de taxation de l'emploi et le nombre d'années d'éducation. De façon plus surprenante, elle est plus faible le taux de croissance du PIB pourtant annoncé comme variable phare dans la littérature et principal prédicteur des variations dans le taux de chômage des jeunes, et l'index de régulation du marché du travail qui est la variable star dans le travail de CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012) et mis en avant comme un des principaux vecteurs d'action dans la lutte contre le chômage. Au niveau du

rôle de l'éducation, la corrélation est plus forte avec la variable « Education » mesurant le nombre d'années d'étude. A priori, celle-ci semble plus expliquer les variations du taux de chômage. Par contre, la variable dépendante est faiblement corrélée avec la variable « EcartType », autre variable utilisée dans certaines régressions et mesurant l'écart-type dans les résultats des étudiants prenant le test. Cette variable ne semble donc pas expliquer les changements dans le niveau de chômage des jeunes. La variable « inflation » a un coefficient très faible, cela confirme les impressions lors de l'analyse des nuages de point.

Pour notre variable star, elle est fortement corrélée avec le nombre moyen d'années d'étude ce qui était attendu vu que les deux variables traitent de l'éducation sous deux aspects différents : la qualité et la quantité de l'enseignement. Cette relation est logiquement positive. La corrélation est également forte avec l'index de liberté économique. Autre point à noter : la corrélation entre le score moyen des tests PISA et la croissance si elle apparaît bien positive comme dans les travaux de HANUSHEK et KIMKO (2008) et HANUSHEK et WAUSSMAN (2010), elle semble plus faible que cette relation empirique forte détectée à deux reprises sur les deux périodes considérées. Cela confirme les résultats obtenus par LEE et NEWHOUSE (2014) qui avaient revisité ces deux études en utilisant des données plus récentes.

## 5. Résultats

Dans cette section, nous analyserons les résultats des différentes régressions réalisées à l'aide du logiciel de statistique Gretl. Les résultats complets sont disponibles en annexe 6.

**Tableau 7 : Déterminants des mouvements du taux de chômage des jeunes (15-24)**

<b>Variable dépendante YURATE (15-24)</b>					
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Ecart-type</b>	<b>T-stat</b>	<b>p-stat</b>	<b>Significativité</b>
<b>Constante</b>	122,036	30,507	4,000	<0,0001	***
<b>PISAMOY</b>	-0,141	0,053	-2,666	0,009	***
<b>GDPT-1</b>	0,001	0,368	0,002	0,998	
<b>Inflation</b>	-0,158	0,488	-0,324	0,747	
<b>RLT</b>	0,807	0,325	2,486	0,015	**
<b>lnPOP</b>	0,172	0,610	0,282	0,778	
<b>EFI</b>	-3,267	2,858	-1,143	0,256	
<b>Parttime</b>	-0,240	0,078	-3,093	0,003	***
<b>EmplTax</b>	0,260	1,049	0,248	0,805	



<b>ALMUNE</b>	-6,702	2,118	-3,165	0,002	***
<b>LMRI</b>	-0,275	0,711	-0,387	0,700	
<b>Benefits</b>	4,823	1,039	4,641	<0,0001	***
<b>Education</b>	-0,785	0,606	-1,295	0,199	
<b>R<sup>2</sup></b>	66%				
<b>F-stat</b>	13,201 >0,0001				
<b>Nbre d'obs.</b>	92				
<b>Note</b> : Source : calcul des auteurs. Méthode utilisée : MCO. Le tableau 2 mesure la relation entre le taux de chômage des 15-24 ans et différents groupes de variables. ***, ** et * indiquent que les variables sont respectivement significatives à 1% ; 5% et 10%.					

**Tableau 8 : Déterminants des mouvements du taux de chômage des 25-34 ans**

Variable dépendante YURATE (25-34)					
Variable	Coefficient	Ecart-type	T-stat	p-stat	Significativité
Constante	83,024	14,914	5,567	<0,0001	***
PISAMOY	-0,099	0,028	-3,814	0,001	***
GDPt-1	0,055	0,180	0,304	0,762	
Inflation	-0,316	0,239	-1,322	0,190	
RLT	0,552	0,159	3,479	0,001	***
lnPOP	0,403	0,298	1,353	0,180	
EFI	-3,566	1,397	-2,552	0,013	**
Parttime	-0,073	0,038	-1,940	0,056	*
EmplTax	0,976	0,513	-1,903	0,061	*
ALMUNE	-5,033	1,035	-4,862	<0,0001	***
LMRI	-0,250	0,348	-0,712	0,474	
Benefits	2,642	0,508	5,200	<0,0001	***
Education	-0,140	0,296	-0,473	0,637	
R²	71%				
F-stat	17,025 >0,0001				
Nbre d’obs.	92				
<b>Note</b> : Source : calcul des auteurs. Méthode utilisée : MCO. Le tableau 3 se concentre sur la relation entre le score moyen aux tests PISA et le taux de chômage mais en prenant les 25-34 ans comme population cible. ***, ** et * indiquent que les variables sont respectivement significatives à 1% ; 5% et 10%.					

## 5.1 Qualité du modèle

Pour évaluer la qualité du modèle, nous pouvons utiliser les valeurs des  $R^2$  et  $R^2$  ajusté fournies par la régression linéaire dans le tableau 4. Ici, le  $R^2$  est correct (66% pour les 15-24 ans et 71% pour les 25-34 ans) mais pourrait prendre des valeurs plus élevées : il existe encore une partie du chômage des jeunes expliquée par d'autres variables non retenues dans le modèle. Cela confirme la littérature. Différentes recherches choisissent des variables différentes appartenant aux divers groupes de variables.

Nous avons également effectué une seconde régression linéaire sans introduire la variable PISA afin de tester son importance dans l'explication du modèle et voir si elle améliorerait la compréhension de notre variable dépendante. Dans cette seconde régression, les valeurs des  $R^2$  et  $R^2$  ajusté sont inférieures à celles obtenues dans le premier modèle ce qui permet d'affirmer que les résultats PISA permettent dans une certaine mesure et en tenant compte de nos hypothèses de départ d'améliorer notre compréhension des variations du taux de chômage des jeunes.

Nous pouvons également utiliser la statistique de Fisher disponible dans le tableau 4 (13,201) et réaliser un test de Fisher, test de significativité jointe des coefficients des variables du modèle. L'hypothèse nulle  $H_0$  que  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_{12} = 0$ . L'hypothèse alternative est  $H_1$ , il existe au moins un des coefficients non nul.

La valeur de notre F-stat est supérieure à la valeur critique aux différents seuils de 10%, 5% et 1% (respectivement 2,33 ; 1,83 et 1,54) ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse nulle. Nos variables explicatives sont donc conjointement significatives. La p-value disponible nous permet aussi de confirmer que nous ne rejetons pas  $H_0$  alors que celle-ci serait vraie<sup>11</sup>.

Nous avons également mesuré la qualité du modèle en le soumettant à différents tests d'hypothèse afin de vérifier si les hypothèses de Gauss-Markov étaient bien respectées. L'hypothèse d'absence d'autocorrélation du terme d'erreur ne peut être rejetée. Notre estimateur  $\beta$  n'est pas efficace c'est-à-dire qu'il n'est pas à variance minimale. Les autres hypothèses sont bien respectées. L'ensemble de ces tests est disponible en détails en annexe 5.

---

<sup>11</sup> Les résultats obtenus ici valent également pour notre seconde régression, le nombre de variables et d'observations étant les mêmes.

## 5.2 Significativité des variables explicatives

Les tableaux 4 et 5 et les valeurs contenues dans la colonne T-stat et/ou p-stat vont nous permettre de vérifier quelles variables sont significatives pour expliquer les variations dans le taux de chômage des jeunes. L'examen des valeurs obtenues dans ces tableaux nous permet de retenir que les variables suivantes ont un impact sur les variations dans le taux de chômage des jeunes : « PISAMOY », « parttime », « ALMUNEMP », « benefits », « RLT ». Ces quatre premières valeurs sont significatives à un seuil de 1% tandis que cette dernière est uniquement significative à un seuil de 5%. Il est intéressant de noter que ces variables sont significatives dans les deux régressions effectuées. Les variables significatives sont plus nombreuses dans le modèle expliquant le taux de chômage des 25-34 ans puisque l'imposition de l'emploi et l'indice de liberté économique sont uniquement significatifs pour ce groupe.

Nous allons nous attarder plus longuement sur notre variable star « PISAMOY » et vérifier sa significativité avec un test de Student. Nous souhaitons voir si cette variable a un impact sur la variable dépendante. Nous voulons voir si un meilleur enseignement permet de faire diminuer le taux de chômage, nous allons donc utiliser un test unilatéral.

Les hypothèses sont donc  $H_0 : \beta_1 = 0$  et  $H_1 : \beta_1 < 0$ .

T-stat est fourni par le tableau mais peut s'obtenir par calcul :  $\frac{-0,141-0}{0,053} = -2,666$ .

Les valeurs critiques sont les suivantes :

- 10% : 1,290
- 5% : 1,660
- 1% : 2,364

Notre T-stat est supérieure en valeur absolue à ces valeurs critiques. Nous pouvons donc conclure qu'augmenter la moyenne obtenue aux tests PISA permet de diminuer le taux de chômage des jeunes. La p-valeur obtenue nous permet d'ailleurs de confirmer.

Les autres variables ne sont pas significatives car nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non significativité de leur coefficient pour elles. On peut noter que la moyenne de l'écart-type des résultats en tant que variable (sensé montrer un enseignement plus équitable pour tous) n'est pas significative (voir annexe 6 page 42). Il vaut mieux rajouter une année supplémentaire d'études. Les stratégies de prévention préconisées par KRAMARZ et VIARENGO (2015) en tant qu'axe unique de lutte contre le chômage des

jeunes n'est donc pas suffisant et doit se faire en coordination avec les autres axes présentés.

Par rapport au modèle de référence de CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012), nous pouvons observer plusieurs différences. Premièrement, « LMRI » variable star du modèle de départ n'est plus significative. Nous pouvons expliquer ceci par le côté non-incrémental dans l'inclusion des variables de notre modèle. Elle perd sa significativité en présence de nombreuses autres variables. Dans ce modèle de départ, le  $R^2$  était en effet relativement faible. La variable « PISAMOY », non présente dans celui-ci, est significative là où la variable « Education » ne l'est plus. « PISAMOY » semble donc mieux capter la notion de capital humain.

### 5.3 Effets Marginaux des variables significatives

Sur base de notre modèle empirique, nous pouvons observer les relations suivantes entre notre variable indépendante et nos variables dépendantes :

**Tableau 9 : résumé des effets marginaux**

Variable	Changement	Effet sur le taux de chômage des 15-24	Effet sur le taux de chômage des 25-34
PISAMOY	Augmentation d'un point dans la moyenne des résultats obtenus aux tests PISA	-0.141 points de pourcentage	-0.099 points de pourcentage
RLT	Augmentation d'un point de pourcentage dans le taux d'intérêt à long terme	+0.807 points de pourcentage	+0.552 points de pourcentage
Parttime	Augmentation d'un point de pourcentage du ratio de travailleurs à temps partiel sur le nombre total de travailleurs	-0.240 points de pourcentage	-0.073 points de pourcentage
ALM/UNEMP	Augmentation de 0.01 du ratio ALM/UNEMP	-0.067 points de pourcentage	-0.503 points de pourcentage

benefits	Augmentation d'un point de pourcentage du montant du PIB alloué aux allocations chômage	+4.82 points de pourcentage	+2.64 points de pourcentage
<p><b>Note :</b> Source : calcul des auteurs. Les résultats proviennent de la régression linéaire réalisée à l'aide du logiciel Gretl. La troisième colonne indique les effets d'un changement d'un point dans une des variables significatives sur le taux de chômage des jeunes (YURATE) tandis que la dernière colonne indiquera l'effet d'un de ces changements d'un point sur le taux de chômage des 25-34 ans (YURATE2534).</p> <p>A titre d'exemple, la première ligne peut se lire de la façon suivante ; « Quand la moyenne des résultats obtenus aux tests PISA au temps t augmente d'un point, le taux de chômage des jeunes au temps t diminue de 14.1 points de bas ou 0.141 points de pourcentage. »</p>			

On peut observer dans le tableau 6 que des variations des variables significatives auront toujours plus d'impact sur le taux de chômage des jeunes. La population des 15-24 semble donc plus affectée par des changements ou bouleversements affectant le monde économique. Cela confirme la littérature indiquant que les jeunes ont supporté en grande partie le poids de la récente crise et l'observation graphique qu'on peut faire de l'évolution du taux de chômage des jeunes dont les variations sont plus amples.

#### 5.4 Explication des variables significatives

La variable mesurant les scores obtenus lors des tests PISA a bien un signe négatif indiquant qu'au plus des cohortes dans un pays ont de meilleurs résultats aux tests standardisés, meilleures sont leurs chances de trouver un emploi. Cela corrobore donc bien les recommandations émises par KRAMARZ et VIARENGO (2015) dans leur rapport émis à la Commission Européenne. Leur premier axe étant que lutter contre le chômage des jeunes devait se faire via une amélioration de la qualité de l'enseignement. De meilleurs résultats aux tests standardisés peuvent toutefois pousser un pays à encourager ses étudiants à poursuivre des études plus poussées. Les étudiants poursuivant des études tertiaires vont ainsi faire baisser le taux de chômage puisqu'ils ne font pas encore partie de la population active. Cette diminution du taux de chômage ne serait ainsi qu'un effet de déplacement. Les jeunes en possession d'un diplôme originaire de l'enseignement supérieur sont toutefois mieux armés pour trouver un emploi comme indiqué par NOVELLA (2015). Leur capital humain à la sortie des études est en effet plus important que ceux ayant arrêté leurs études plus tôt.

De plus, cette variable est significative là où la variable «Education» ne l'est pas. Rallonger la durée d'un an ne va pas rendre la situation des jeunes face au marché du

travail meilleure là où le renforcement de leurs capacités cognitives leur permettra de trouver plus facilement un emploi. Un enseignement de meilleure qualité augmentera en effet la demande de travailleurs en mettant sur le marché des travailleurs plus productifs. Ces résultats corroborent ceux obtenus par HANUSHEK (2000,2007), LEE et NEWHOUSE (2015) dans leurs recherches et qui mettent en avant ces compétences comme facteur clef dans la lutte contre le chômage et contredit les résultats des travaux de BRETON (2011) qui plaçait la quantité d'éducation comme vecteur de réussite sur le marché de l'emploi. Cela appuie la significativité des capacités cognitives sur le taux chômage. En effet, si la quantité d'enseignement était plus importante et influençait plus le chômage, cela s'expliquerait principalement via l'effet de déplacement tel qu'évoqué plus haut. Les jeunes seraient gardés plus longtemps dans un milieu scolaire faisant baisser artificiellement le taux de chômage. Même si aucun consensus sur le classement à faire entre quantité et qualité de l'enseignement n'a encore été approuvé, notre recherche va dans le sens de la majorité actuelle de la littérature.

Ces résultats sont robustes à l'introduction d'écart-types robustes mais ne le sont plus à l'utilisation d'un panel à effet fixe (voir annexe 6 page 45). Les particularités de chacun des marchés du travail des divers pays européens concernés par l'étude semblent fort hétérogènes et marquer de fortes différences confirmant les résultats de PASTORE (2018). L'auteur place le type de système éducatif comme indicateur principal du taux de chômage plutôt que les capacités cognitives des étudiants.

Si l'on va plus loin dans l'analyse en comparant les différentes branches évaluées lors des tests PISA (voir tableaux en annexe 6 page 40), on peut observer que les résultats en mathématiques sont les plus importants dans leur impact. Le coefficient de cette variable est le plus élevé en valeur absolue. Le résultat dans les compétences en lecture n'est par contre pas significatif. On peut avancer deux explications. Ces compétences sont moins demandées et que donc l'enseignement devrait favoriser un renforcement des compétences enseignées dans les branches scientifiques. Il faut toutefois nuancer par le fait que des élèves obtenant de bons résultats en sciences sont souvent encouragés à poursuivre leurs études ce qui provoque une diminution du taux de chômage des jeunes, ceux-ci étant occupés à leur étude et ne recherchant pas immédiatement un emploi. HANUSHEK et KIMKO (2000) avaient déjà supposé cette relation, mettant en avant le rôle et l'impact des mathématiques et des sciences sur la croissance. « Les étudiants avec une bonne compréhension des sciences et des mathématiques formaient les futurs ingénieurs et scientifiques », la recherche et le développement ayant une grande importance sur la

croissance. Leur modèle avait toutefois délibérément omis les tests de lecture dans leur analyse.

Cette variable reste également significative à l'introduction de l'écart-type des résultats, mesurant le degré d'égalité de l'enseignement, dans le modèle. Le coefficient de cette variable conditionnelle est faible indiquant qu'une stratégie utilisant plusieurs axes ne produira pas forcément de meilleurs résultats meilleurs dans la lutte contre le chômage.

La relation entre le taux d'intérêt à long terme et taux de chômage est par contre positive. Une augmentation dans le taux d'intérêt provoque donc une augmentation dans le taux de chômage. Un taux d'intérêt élevé peut ainsi diminuer l'investissement et donc augmenter le chômage.

La variable mesurant le taux de travail à temps partiel a un signe négatif ce qui indique que favoriser le travail à temps partiel permet de lutter contre le chômage des jeunes. En effet, les jeunes peuvent parfois préférer prendre une charge horaire plus faible en début de carrière quand ils suivent une formation en horaire décalé ou si cela représente la seule façon de pouvoir commencer à faire carrière dans certains secteurs (l'enseignement par exemple où il est parfois compliqué de trouver une charge horaire complète en début de carrière). Si favoriser le travail à temps partiel est donc une solution, il est bon de rappeler que cela a plusieurs impacts négatifs. Premièrement, le salaire horaire est généralement inférieur et dans certains secteurs on peut voir apparaître un effet de ségrégation où les travailleurs à temps partiel se retrouvent coincés dans des secteurs ou emplois limitant les opportunités de carrière [cf. GARNERO (2015)]. Dans son rapport de 2016 sur les perspectives des jeunes sur le marché du travail, l'OIT indique ainsi que plus d'un tiers des jeunes ayant choisi un emploi à temps partiel l'avait fait en raison de l'absence d'opportunités d'emploi à plein temps. Ce taux atteignait même jusqu'à 60% dans des pays comme l'Espagne ou la Grèce. Ce travail à temps partiel était souvent également uniquement temporaire. Emplois qui seront donc souvent limités et n'aident donc réellement que certains jeunes : « les travailleurs plus doués et ceux recherchant des capacités générales et non spécifiques à l'emploi » [cf. PASTORE (2018)]. Il était donc étroitement relié à des conditions de vie en-dessous du seuil de pauvreté. De plus, les travailleurs à temps partiel peuvent voir le développement de leurs compétences ralentir selon la théorie du capital humain.

La variable mesurant le ratio de personnes bénéficiant des politiques actives sur le marché du travail est corrélé négativement au taux de chômage. Au plus ce ratio est élevé, au plus

le taux de chômage est faible. Donc, au plus les gens peuvent bénéficier de diverses formes d'aides à l'emploi, meilleure sera la situation de l'emploi pour les jeunes. Cela corrobore donc les résultats obtenus par CAHUC et ZYLBERBERG (2004). Dans leur ouvrage, ils avancent que la meilleure façon de lutter contre le chômage, et particulièrement pour les jeunes ou les personnes peu qualifiées comme peuvent l'être des jeunes tout juste sortis de l'école ou déscolarisés, passe souvent par des aides à l'emploi plutôt que par des formations supplémentaires souvent plus coûteuses pour les services publics. Les personnes les plus fragiles bénéficient le plus de ces aides. KLUVE (2010) doute toutefois de l'efficacité de ces programmes pour les jeunes. Ceux qui peuvent en bénéficier sont des personnes ayant quitté le milieu scolaire et ont donc des compétences généralement très faibles alors que la main d'œuvre est généralement qualifiée. « Les jeunes visés par ces politiques sont donc un groupe très désavantagé et difficile à assister ».

Finalement, la variable mesurant le taux de personnes bénéficiant d'allocations de chômage a un signe positif et un coefficient élevé. Cela indique que les pays dans lesquels les montants des allocations de chômage sont élevés ont des taux de chômage plus élevés. Cela confirme les résultats attendus. Les allocations de chômage augmentent le salaire de réserve et temps passé au chômage. Les jeunes peuvent ainsi attendre avant de prendre leur premier emploi. Surtout, des pays dans lesquels les jeunes ont accès plus rapidement aux allocations de chômage peuvent voir les jeunes plus facilement rester pour de longues périodes sans emploi. A l'opposé de pays où les jeunes peuvent passer par des périodes sans bénéficier d'indemnités (par exemple, un stage d'attente comme en Belgique) peuvent voir leur taux de chômage atteindre des niveaux plus faibles.

## 6. Conclusion

La question de départ était de savoir si un enseignement de meilleure qualité, mesuré via des tests standardisés, permettait de lutter face au chômage. Pour ce faire, nous avons mis en place une analyse empirique. Les résultats des tests obtenus par des pays à haut revenu lors des quatre derniers tests PISA étaient ainsi introduits dans un modèle de référence utilisé pour expliquer le chômage des jeunes.

Les résultats du modèle pointent dans ce sens. Cette meilleure situation sur le marché du travail est toutefois compliquée à quantifier avec précision. Plus particulièrement, les résultats obtenus lorsque les différentes branches sont utilisées séparément comme variable sont intéressants. Les mathématiques et les sciences semblent de meilleures armes face au



chômage. Ces branches scientifiques dirigent plus de personnes vers la recherche et le développement, vecteur de croissance.

Autre point important, la qualité de l'enseignement semble plus importante que sa quantité. Un meilleur enseignement semble mieux armer les jeunes qu'une année supplémentaire d'étude « moyenne ». Le capital humain s'y développe en effet de façon plus forte et rend les travailleurs plus productifs.

Un prolongement pourrait maintenant être effectué afin de voir l'amélioration des résultats de quelle frange de la population étudiante permettrait de diminuer au mieux le taux de chômage des jeunes. Améliorer les résultats des meilleurs afin de s'assurer une population de scientifiques ou rendre meilleur les étudiants ayant des scores plus faibles demandent des politiques bien différentes.

Il faut toutefois pointer une limite dans les résultats obtenus. La période étudiée est relativement courte et les résultats différents obtenus par les chercheurs sur le lien entre capacités cognitives et productivité lorsque la période concernée par l'étude change semblent indiquer que la conjoncture et les variables macroéconomiques influencent beaucoup les résultats. De la même façon, le chômage est un sujet vaste et les résultats doivent être interprétés avec prudence. Améliorer l'enseignement est toutefois une piste à prioriser pour les pouvoirs publics. Sans prendre en compte les externalités produites par un enseignement de meilleure qualité, l'augmentation de la productivité et la diminution du chômage sont des perspectives plus qu'intéressantes. Pour finir, il faut également rappeler que les résultats obtenus lors de cette étude ne sont pas robustes à l'introduction des effets fixes. Les particularités liées au marché du travail influencent donc plus la situation des jeunes sur celui-ci que la qualité de l'éducation.

## 7. Bibliographie

BACCARO L. et REI D. (2005), « Institutional determinants of unemployment in OECD countries: A time series cross-section analysis (1960-98) », *International Institute For Labour Studies*, DP/160/2005.

BARRO R. et LEE J-W (2013), « A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. », *Journal of Development Economics*, vol 104, p184-198.

BRETON T.R. (2011), «The quality vs. the quantity of schooling: What drives economic growth? », *Economics of Education Review*, N° 30, p765–773.

CAHUC P. et ZYLBERBERG A. (2015), *Les ennemis de l'emploi. Le chômage, fatalité ou nécessité ?*, Champs.

CARD D. et KRUEGER A. B.(1996), « Labor Market effects of school Quality : theory and evidence », *NBER Working Paper*, N°5450.

CHOUDHRY M., MARELLI E. et SIGNORELLI M. (2012), « Youth and total unemployment rate : the impact of policies and institutions », *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, N°1 Special Issue on “Employment opportunities and unemployment over the economic downturn”.

GARNERO A. (2015), « Are part-time workers less productive and underpaid? »; *IZA World of Labor*, N°249.

HANUSHEK E. et KIMKO D. (2008), «Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations », *American Economic Review*, Volume 90 n°5, p1184-1208.

HANUSHEK E. et WOESSMAN L (2010), « Education and economic growth », *International Encyclopedia of Education*, volume 2, p. 245-252.

HERBST M. et WOJCIUK A. (2014), «Common Origin, Different Paths. Transformation of Education systems in the Czech Republic, Slovakia, Hungary and Poland», *GRINCOH Working Paper Series*, Paper No. 4.07.

JAKUBWOSKI M. (2015), « Opening up opportunities: education reforms in Poland », *IBS Policy Paper*, 01/2015.

JAKUBOVSKY M., PATRINOS H.A., PORTA E.E. and WINIESKI J. (2011), « The Impact of the 1999 Education Reform in Poland », *OECD Education Working Paper*, No. 49.

JIMENEZ E., KING E. et TAN J. (2012), «Making the grade », *Finance and development*, Volume 49 N°1.

KLUVE J. (2014), « Youth labor market interventions », *IZA World of Labor*, n°106.

KORENMAN S. et NEUMARK D. (1997). « Cohort Crowding and Youth Labor Markets: A Cross-National Analysis. », *NBER Working Paper*, N° 6031.

KRAMARZ F. ET VIARENGO M. (2015), « Using education and training to prevent and combat youth unemployment », *EENEE Analytical Report*, N°22.

LEE J. N. et NEWHOUSE D. (2013), « Cognitive skills and youth labor market outcomes », *World Bank Human Development Network, 2013 report*.

NOVELLA M. et DUVIVIER M. (2015), « The relationship between education and unemployment », *Federal Planning Bureau*, working paper 10-15.

PASTORE F. (2018), « Why is youth unemployment so high and different across countries? », *IZA World of Labor*, n°420.

POLAKOVSKI M. (2012), « Youth unemployment in Poland », *Friedrich-Ebert-Stiftung*.

## 8. Annexes

### *Annexe 1 : Résultats obtenus par CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI.*

*Tableau 4 : Déterminants du chômage et leurs coefficients dans l'étude menée par CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI.*

	Base Model	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
LMR Index	-0.823 ***	-0.910 ***	-0.650 ***	-0.735 ***	-0.521 **	-0.649 ***					-0.092
	0.202	0.119	0.202	0.14	0.224	0.123					0.077
GDP Growth (-1)	-0.453 ***	-0.442 ***	-0.415 ***	-0.422 ***	-0.494 ***	-0.463 ***	-0.281 ***	-0.396 ***	-0.472 ***	-0.121	-0.340 ***
	0.086	0.059	0.075	0.068	0.124	0.058	0.086	0.081	0.056	0.097	0.047
Inflation		-0.098 **	-0.196 *	-0.078 *	-0.200 **	-0.104 ***	-0.206 **	-0.041	-0.072 **	-0.238	-0.027
		0.038	0.105	0.043	0.097	0.039	0.086	0.072	0.033	0.154	0.026
Pop aged 0-14			0.445								
			0.279								
Real Interest Rate				0.153 ***							
				0.043							
Education					-0.676						
					0.546						
Part-time employment						-0.307 ***					
						0.056					
EFI							-2.375 ***				
							0.714				
ALMPEMP								-0.146 ***			
								0.04			
Employment tax									0.310 ***		
									0.042		
Unemployment Benefits										2.311 ***	
										0.525	
Unemploy. Rate (-1)											0.827***
											0.02
Constant	13.061 ***	13.865 ***	4.529	12.162 ***	19.375 ***	17.071 ***	25.798 ***	11.190 ***	4.860 ***	5.517 ***	2.838 ***
	1.39	0.817	5.357	1.065	5.375	0.992	5.391	0.665	0.704	0.609	0.683
Hausman Test Statistic	5.05	270	121.35	14.76	8.07	14.47	15.9	12.9	12.26	19.19	134.33
P-value	0.08	0	0	0.03	0.06	0.03	0.03	0	0	0	0
Observations	344	334	334	256	119	320	339	348	355	272	332
No of Countries	27	27	27	26	27	27	27	20	20	26	27
R-square	0.22	0.242	0.308	0.273	0.209	0.307	0.239	0.461	0.302	0.329	0.84
Significance of Model	14.30 ***	32.384 ***	11.512 ***	21.219 ***	6.067 ***	32.012 ***	14.244 ***	14.571 ***	47.918 ***	35.225 ***	824.876 ***

Note: Robust standard errors are reported under the coefficient value. \* significant at 10 %, \*\* Significant at 5 %, \*\*\* significant at 1 %.

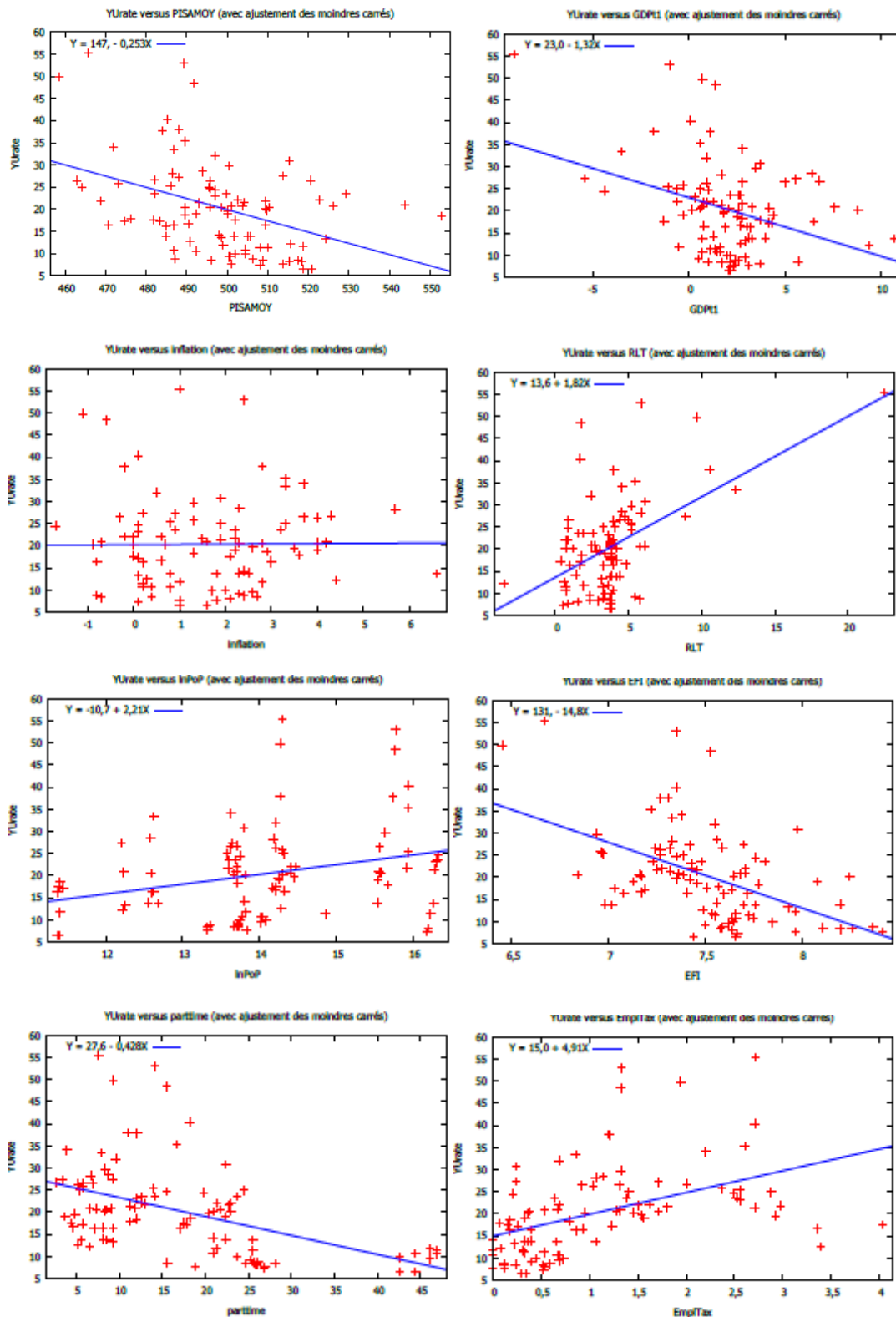
Source : CHOUDHRY M., MARELLI E. et SIGNORELLI M. ; Youth and total unemployment rate:the impact of policies and institutions ; 2012

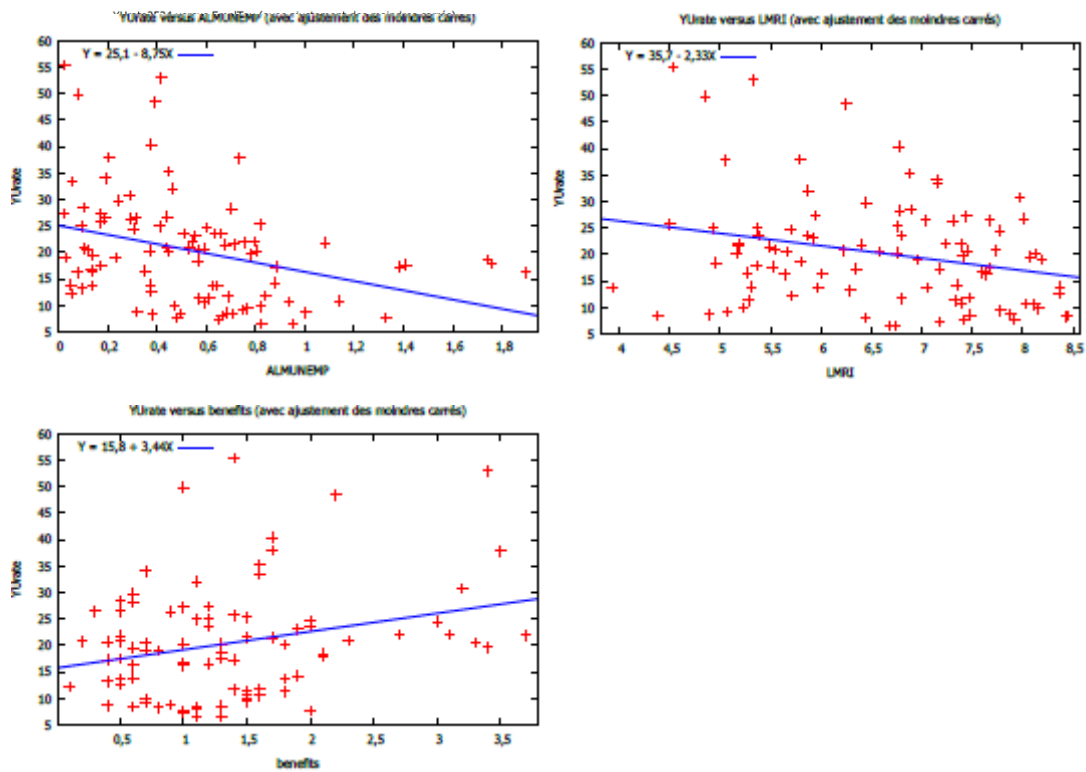
Les valeurs des variables mesurant la taxation de l'emploi et les politiques actives sur le marché de l'emploi sont différentes de celles du modèle de référence, probablement du fait des méthodes de construction.

## Annexe n°2 : Analyse graphique des variables :

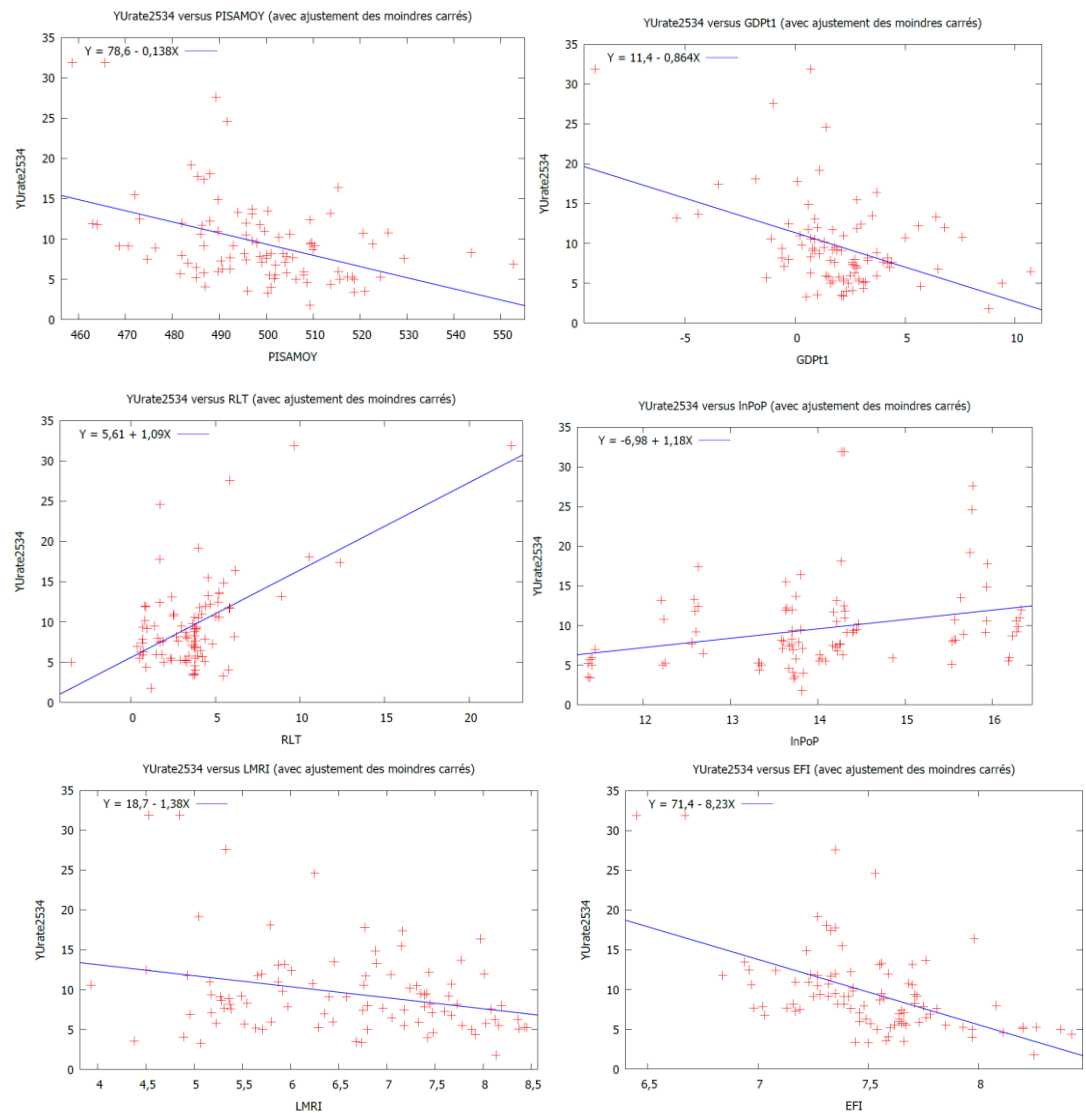
Les graphiques ci-dessous ont été obtenus via le logiciel Gretl.

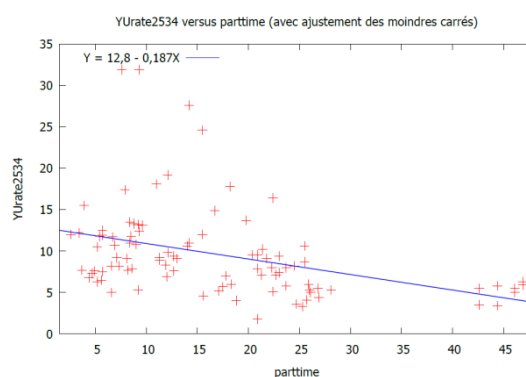
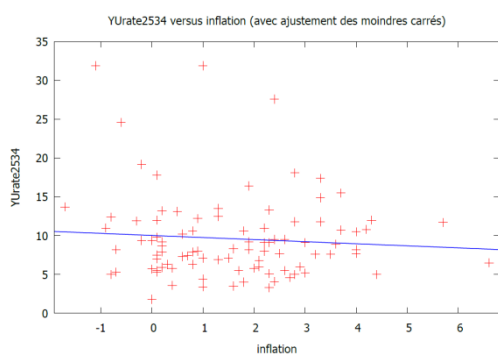
Ce premier groupe de graphique présente les relations observées entre les différentes variables indépendantes et la variable dépendante «Yurate » ou taux de chômage des jeunes.





Ce second groupe de graphique présente les relations entre les variables indépendantes et le taux de chômage des 25-34 ans.





### Annexe numéro 3 : Statistiques descriptives des variables

Les résultats ci-dessous sont extraits du logiciel Gretl.

(sans prendre en compte les valeurs manquantes)

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
YUrate	20,343	19,600	6,6000	55,300
PISAMOY	498,20	498,67	458,67	552,67
GDPt1	2,0160	2,0500	-9,1000	10,700
inflation	1,5532	1,5500	-1,7000	6,6000
RLT	3,6883	3,7500	-3,5300	22,500
lnPoP	14,031	13,925	11,368	16,329
EFI	7,5094	7,5050	6,4500	8,4200
parttime	16,941	14,200	2,6000	46,900
EmplTax	1,0740	0,71072	0,00000	4,0323
ALMUNEMP	0,54440	0,50373	0,025314	1,8962
LMRI	6,5615	6,7550	3,9300	8,4500
benefits	1,3319	1,2000	0,10000	3,7000

Variable	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
YUrate	10,309	0,50677	1,2014	1,7406
PISAMOY	16,701	0,033523	0,24704	0,75865
GDPt1	2,7796	1,3788	-0,22916	3,4328
inflation	1,6116	1,0376	0,45082	-0,057740
RLT	2,9658	0,80410	3,0112	16,567
lnPoP	1,3306	0,094835	-0,082147	-0,45993
EFI	0,35567	0,047363	0,10250	0,63234
parttime	11,236	0,66323	1,1256	0,83328
EmplTax	0,94220	0,87730	1,0361	0,24739
ALMUNEMP	0,39103	0,71827	1,1687	1,7897
LMRI	1,1350	0,17297	-0,19243	-1,0426
benefits	0,82086	0,61630	1,0711	0,76647

Variable	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
YUrate	7,7000	42,325	12,950	0
PISAMOY	467,92	524,75	21,917	0

GDPt1	-2,2250	7,0000	2,4000	0
inflation	-0,80000	4,2250	2,4250	0
RLT	0,66250	9,1075	2,5150	0
lnPoP	11,403	16,272	1,0364	0
EFI	6,9550	8,2125	0,39750	0
parttime	4,2750	44,825	14,825	0
EmplTax	0,061372	2,9316	1,2079	0
ALMUNEMP	0,054251	1,3897	0,51115	0
LMRI	4,7700	8,2325	1,9125	0
benefits	0,40000	3,3250	1,1000	2

#### Annexe 4 : Matrice de corrélation

Les résultats ci-dessous sont extraits du logiciel Gretl.

Coeff. de corrélation, utilisant les observations 1:1 - 24:2  
5% valeur critique (bilatéral) = 0,2028 pour n = 94

YUrate	ECARTTYP E	GDPt1	inflation	RLT	
1,0000	-0,1335	-0,3572	0,0095	0,5227	YUrate
	1,0000	-0,0927	-0,1557	-0,1524	ECARTTYP E
		1,0000	0,3451	-0,5362	GDPt1
			1,0000	0,1262	inflation
				1,0000	RLT
lnPoP	EFI	parttime	EmplTax	ALMUNEM P	
0,2855	-0,5103	-0,4667	0,4504	-0,3318	YUrate
0,2486	-0,1092	0,2830	0,3228	0,3050	ECARTTYP E
-0,1532	0,2601	-0,1119	-0,0838	0,0253	GDPt1
-0,0665	-0,0639	-0,2174	0,0752	-0,0217	inflation
0,0359	-0,4179	-0,2278	0,2042	-0,2536	RLT
1,0000	-0,1885	-0,0919	0,4579	-0,1042	lnPoP
	1,0000	0,4169	-0,5640	0,1157	EFI
		1,0000	-0,4078	0,3744	parttime
			1,0000	-0,2791	EmplTax
				1,0000	ALMUNEM P
	LMRI	benefits	PISAMOY	Education	
	-0,2570	0,2737	-0,4103	-0,4926	YUrate
	0,0189	0,1318	-0,2585	-0,0078	ECARTTYP E
	0,2803	-0,3515	0,1954	0,2277	GDPt1
	-0,0298	-0,2143	-0,0379	-0,0709	inflation
	-0,2403	0,0369	-0,2896	-0,2736	RLT
	-0,0214	0,2469	-0,1550	-0,3701	lnPoP

0,4039	0,0480	0,4900	0,3754	EFI
0,2045	0,2441	0,2953	0,2203	parttime
-0,0355	-0,0048	-0,4047	-0,3532	EmplTax
-0,0986	0,2272	-0,0488	0,0063	ALMUNEM
				P
1,0000	-0,1044	0,1233	0,2623	LMRI
	1,0000	0,1608	-0,2895	benefits
		1,0000	0,3770	PISAMOY
			1,0000	Education

### Annexe 5 : Tests d'hypothèse

Nous utilisons dans notre régression la méthode des moindres carrés ordinaires. Afin de vérifier qu'il s'agit bien de la meilleure méthode d'estimation, c'est-à-dire que l'estimation de nos paramètres est non-biaisée et avec une variance minimale, nous allons tester différentes hypothèses de Gauss-Markov.

#### Autocorrélation :

Nous pouvons employer la statistique de Durbin-Watson, fournie par Gretl lors de la régression. La valeur fournie pour les jeunes de 15-24 ans est de 0,587. L'hypothèse nulle du test est l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs, soit  $H_0 : \rho = 0$  et donc  $H_1 : \rho \neq 0$ .

Les valeurs critiques obtenues dans les tables sont :

- 1% : dL = 1.267 dU = 1.821
- 5% : dL = 1.394 dU = 1.956

Notre statistique de Durbin-Watson est inférieure à la borne inférieure, nous ne pouvons rejeter  $H_0$  et l'absence d'autocorrélation et sommes donc en présence d'autocorrélation positive. Il y a donc un lien significatif entre les résidus de notre régression et l'inférence statistique est rendue invalide. Afin de régler ce problème, il existe plusieurs solutions notamment introduire une nouvelle variable explicative dans le modèle afin de pouvoir expliquer ce qui reste encore dans nos résidus. Une autre façon de pouvoir remédier au problème d'autocorrélation serait d'employer des écart-types robustes à l'autocorrélation. Les résultats de la régression d'un modèle de ce type est présenté en annexe n°6.

#### Homoscédasticité :

Afin de tester l'hétéroscédasticité, nous pouvons mettre en place un test de White. En présence d'hétéroscédasticité, la variance des résidus dépend des valeurs des variables



explicatives. Comme pour le premier test d'hypothèse, la présence d'hétéroscédasticité rend l'inférence invalide. Les hypothèses nulle et alternative dans ce test sont donc  $H_0$  : pas d'hétéroscédasticité et  $H_1$  : présence d'hétéroscédasticité. Le multiplicateur de Lagrange est fourni par le logiciel et vaut 91,189. Nous allons le comparer avec les valeurs critiques, le nombre de degrés de liberté étant ici 90.

10% : 107,56

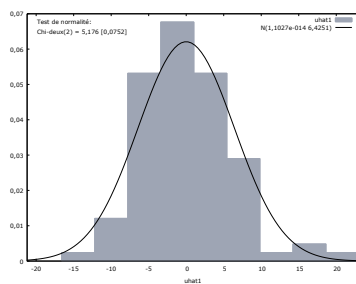
5% : 113,14

1% : 124,11

Notre statistique est inférieure aux valeurs critiques. Nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle et donc pas d'hétéroscédasticité.

### Normalité :

#### **Graphique n°3 : Dispersion des variables**



Note : Graphique obtenu via le logiciel Gretl au départ de la base de données.

Graphiquement, on observe que la dispersion des données semble suivre une loi normale.

Nous allons déterminer via Gretl si les résidus suivent bien une loi normale en mettant en place un test de Jarque-Bera. Les hypothèses du test vont être les suivantes :

$H_0$  : les données suivent une loi Normale

$H_1$  : les données ne suivent pas une loi Normale.

Le logiciel va nous fournir la valeur du test de Normalité suivante : Chi-deux(2) = 5,176 (avec p. critique 0,07515). Cette valeur est inférieure à la valeur critique à un seuil de 5%, 5,991. Nous ne pouvons donc pas rejeter  $H_0$  à un seuil de 5%. Les données vont donc suivre une loi normale.

## Annexe 6: Résultats des différentes régressions linéaires

### *Résultats de la régression linéaire en introduisant la variable PISA*

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	122,036	30,5069	4,000	0,0001	***
GDPt1	0,000908138	0,367501	0,002471	0,9980	
inflation	-0,158135	0,488488	-0,3237	0,7470	
RLT	0,806821	0,324597	2,486	0,0150	**
lnPoP	0,172230	0,610062	0,2823	0,7784	
EFI	-3,26716	2,85819	-1,143	0,2564	
parttime	-0,240093	0,0776308	-3,093	0,0027	***
EmplTax	0,259914	1,04896	0,2478	0,8049	
ALMUNEMP	-6,70214	2,11766	-3,165	0,0022	***
LMRI	-0,275386	0,711125	-0,3873	0,6996	
benefits	4,82343	1,03923	4,641	<0,0001	***
PISAMOY	-0,140970	0,0528729	-2,666	0,0093	***
Education	-0,784813	0,606261	-1,295	0,1992	
Moy. var. dép.	20,34255	Éc. type var. dép.	10,30892		
Somme carrés résidus	3343,848	Éc. type de régression	6,425112		
R2	0,661673	R2 ajusté	0,611550		
F(12, 81)	13,20110	p. critique (F)	1,52e-14		
Log de vraisemblance	-301,2446	Critère d'Akaike	628,4892		
Critère de Schwarz	661,5520	Hannan-Quinn	641,8442		
rho	0,560733	Durbin-Watson	0,587404		

Modèle 2: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate2534

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	83,0242	14,9138	5,567	<0,0001	***
PISAMOY	-0,0985842	0,0258478	-3,814	0,0003	***
GDPt1	0,0546045	0,179659	0,3039	0,7620	
inflation	-0,315637	0,238806	-1,322	0,1900	
RLT	0,552013	0,158685	3,479	0,0008	***
lnPoP	0,403474	0,298239	1,353	0,1799	
EFI	-3,56632	1,39728	-2,552	0,0126	**
parttime	-0,0736233	0,0379511	-1,940	0,0559	*
EmplTax	0,975845	0,512802	-1,903	0,0606	*
ALMUNEMP	-5,03329	1,03525	-4,862	<0,0001	***
LMRI	-0,250277	0,347646	-0,7199	0,4736	
benefits	2,64179	0,508045	5,200	<0,0001	***
Education	-0,140299	0,296381	-0,4734	0,6372	
Moy. var. dép.	9,614894	Éc. type var. dép.	5,501514		
Somme carrés résidus	799,1494	Éc. type de régression	3,141026		

R2	0,716090	R2 ajusté	0,674029
F(12, 81)	17,02515	p. critique (F)	1,83e-17
Log de vraisemblance	-233,9721	Critère d'Akaike	493,9442
Critère de Schwarz	527,0071	Hannan-Quinn	507,2992
rho	0,425065	Durbin-Watson	0,904229

*Résultats de la régression linéaire sans introduire la variable PISA :*

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	66,9317	23,2599	2,878	0,0051	***
GDPt1	-0,142510	0,376841	-0,3782	0,7063	
inflation	-0,230686	0,505570	-0,4563	0,6494	
RLT	0,875421	0,335411	2,610	0,0108	**
lnPoP	0,162005	0,632365	0,2562	0,7984	
EFI	-4,74637	2,90639	-1,633	0,1063	
parttime	-0,268425	0,0797129	-3,367	0,0012	***
EmplTax	0,724899	1,07220	0,6761	0,5009	
ALMUNEMP	-4,96169	2,08822	-2,376	0,0198	**
LMRI	0,00255497	0,729174	0,003504	0,9972	
benefits	3,91171	1,01726	3,845	0,0002	***
Education	-1,23486	0,603589	-2,046	0,0440	**
Moy. var. dép.	20,34255	Éc. type var. dép.	10,30892		
Somme carrés résidus	3637,306	Éc. type de régression	6,660135		
R2	0,631981	R2 ajusté	0,582612		
F(11, 82)	12,80132	p. critique (F)	9,91e-14		
Log de vraisemblance	-305,1983	Critère d'Akaike	634,3966		
Critère de Schwarz	664,9162	Hannan-Quinn	646,7243		
rho	0,711494	Durbin-Watson	0,518583		

*Régressions supplémentaires en utilisant les résultats dans une seule branche :*

Modèle 4: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	130,672	29,3546	4,452	<0,0001	***
GDPt1	0,0821411	0,362799	0,2264	0,8215	
inflation	-0,271385	0,478129	-0,5676	0,5719	
RLT	0,790544	0,318154	2,485	0,0150	**
lnPoP	-0,00920750	0,600117	-0,01534	0,9878	
EFI	-3,13330	2,79143	-1,122	0,2650	
parttime	-0,216836	0,0769867	-2,817	0,0061	***
EmplTax	0,400684	1,01847	0,3934	0,6950	
ALMUNEMP	-6,27286	2,01433	-3,114	0,0026	***
LMRI	-0,0566400	0,689600	-0,08213	0,9347	
benefits	4,90177	1,00803	4,863	<0,0001	***

Education	-0,666960	0,596355	-1,118	0,2667	
MathResults	-0,162472	0,0495661	-3,278	0,0015	***
Moy. var. dép.	20,34255	Éc. type var. dép.	10,30892		
Somme carrés résidus	3211,329	Éc. type de régression	6,296510		
R2	0,675081	R2 ajusté	0,626945		
F(12, 81)	14,02439	p. critique (F)	3,25e-15		
Log de vraisemblance	-299,3441	Critère d'Akaike	624,6881		
Critère de Schwarz	657,7509	Hannan-Quinn	638,0431		
rho	0,552437	Durbin-Watson	0,598138		

Modèle 5: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	92,1106	30,2019	3,050	0,0031	***
GDPt1	-0,0774716	0,378595	-0,2046	0,8384	
inflation	-0,241807	0,503536	-0,4802	0,6324	
RLT	0,861977	0,334174	2,579	0,0117	**
lnPoP	0,233000	0,632096	0,3686	0,7134	
EFI	-3,98312	2,95330	-1,349	0,1812	
parttime	-0,258116	0,0797764	-3,235	0,0018	***
EmplTax	0,519348	1,07939	0,4812	0,6317	
ALMUNEMP	-5,77387	2,17146	-2,659	0,0094	***
LMRI	-0,207430	0,743907	-0,2788	0,7811	
benefits	4,35503	1,06895	4,074	0,0001	***
Education	-1,07408	0,613682	-1,750	0,0839	*
ReadingRes	-0,0659526	0,0507665	-1,299	0,1976	
Moy. var. dép.	20,34255	Éc. type var. dép.	10,30892		
Somme carrés résidus	3563,065	Éc. type de régression	6,632379		
R2	0,639493	R2 ajusté	0,586084		
F(12, 81)	11,97361	p. critique (F)	1,68e-13		
Log de vraisemblance	-304,2291	Critère d'Akaike	634,4581		
Critère de Schwarz	667,5209	Hannan-Quinn	647,8131		
rho	0,569300	Durbin-Watson	0,553708		

Modèle 6: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	117,619	28,8341	4,079	0,0001	***
GDPt1	-0,0556251	0,363570	-0,1530	0,8788	
inflation	0,0189480	0,494170	0,03834	0,9695	
RLT	0,782130	0,324142	2,413	0,0181	**
lnPoP	0,186795	0,607909	0,3073	0,7594	
EFI	-3,47751	2,83063	-1,229	0,2228	
parttime	-0,252007	0,0768485	-3,279	0,0015	***
EmplTax	0,116643	1,05353	0,1107	0,9121	

ALMUNEMP	-7,07947	2,14658	-3,298	0,0014	***
LMRI	-0,298402	0,709188	-0,4208	0,6750	
benefits	4,74934	1,02306	4,642	<0,0001	***
Education	-0,771436	0,603594	-1,278	0,2049	
SciencesRes	-0,127163	0,0456800	-2,784	0,0067	***
Moy. var. dép.	20,34255		Éc. type var. dép.	10,30892	
Somme carrés résidus	3319,702		Éc. type de régression	6,401873	
R2	0,664116		R2 ajusté	0,614355	
F(12, 81)	13,34621		p. critique (F)	1,15e-14	
Log de vraisemblance	-300,9040		Critère d'Akaike	627,8080	
Critère de Schwarz	660,8708		Hannan-Quinn	641,1630	
rho	0,571683		Durbin-Watson	0,574004	

### Régressions en tenant compte de l'écart-type des résultats

Modèle 7: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	78,8217	26,0451	3,026	0,0033	***
GDPt1	-0,164281	0,377388	-0,4353	0,6645	
inflation	-0,273697	0,507260	-0,5396	0,5910	
RLT	0,838739	0,337300	2,487	0,0150	**
lnPoP	0,232034	0,636018	0,3648	0,7162	
EFI	-4,80297	2,90643	-1,653	0,1023	
parttime	-0,239036	0,0848061	-2,819	0,0061	***
EmplTax	1,28453	1,20575	1,065	0,2899	
ALMUNEMP	-4,19868	2,21934	-1,892	0,0621	*
LMRI	-0,0326799	0,729877	-0,04477	0,9644	
benefits	3,85601	1,01856	3,786	0,0003	***
Education	-1,14749	0,609606	-1,882	0,0634	*
ECARTTYPE	-0,154683	0,152556	-1,014	0,3136	
Moy. var. dép.	20,34255		Éc. type var. dép.	10,30892	
Somme carrés résidus	3591,719		Éc. type de régression	6,658995	
R2	0,636593		R2 ajusté	0,582755	
F(12, 81)	11,82423		p. critique (F)	2,28e-13	
Log de vraisemblance	-304,6055		Critère d'Akaike	635,2110	
Critère de Schwarz	668,2739		Hannan-Quinn	648,5660	
rho	0,563561		Durbin-Watson	0,545514	

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	129,074	30,1934	4,275	<0,0001	***
GDPt1	-0,0106867	0,361210	-0,02959	0,9765	
inflation	-0,223759	0,481220	-0,4650	0,6432	

RLT	0,724512	0,321731	2,252	0,0271	**
lnPoP	0,315597	0,603954	0,5226	0,6027	
EFI	-3,11163	2,81000	-1,107	0,2715	
parttime	-0,176985	0,0827642	-2,138	0,0355	**
EmplTax	1,21541	1,13960	1,067	0,2894	
ALMUNEMP	-5,62826	2,15156	-2,616	0,0106	**
LMRI	-0,386599	0,701142	-0,5514	0,5829	
benefits	4,91610	1,02239	4,808	<0,0001	***
PISAMOY	-0,115776	0,0535164	-2,163	0,0335	**
Education	-0,529613	0,609768	-0,8685	0,3877	
CONDITIONELL	-0,00058991	0,000299927	-1,967	0,0527	*
E	2				

Moy. var. dép.	20,34255	Éc. type var. dép.	10,30892
Somme carrés résidus	3189,610	Éc. type de régression	6,314279
R2	0,677278	R2 ajusté	0,624836
F(13, 80)	12,91474	p. critique (F)	9,72e-15
Log de vraisemblance	-299,0251	Critère d'Akaike	626,0502
Critère de Schwarz	661,6563	Hannan-Quinn	640,4325
rho	0,581812	Durbin-Watson	0,651214

#### Régressions avec écarts-types robustes

Modèle 3: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

Écarts type robustes (HAC)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	122,036	34,4058	3,547	0,0017	***
GDPt1	0,000908138	0,324374	0,002800	0,9978	
inflation	-0,158135	0,503404	-0,3141	0,7563	
RLT	0,806821	0,409270	1,971	0,0608	*
lnPoP	0,172230	0,773056	0,2228	0,8257	
EFI	-3,26716	3,60606	-0,9060	0,3743	
parttime	-0,240093	0,0698683	-3,436	0,0023	***
EmplTax	0,259914	1,62498	0,1599	0,8743	
ALMUNEMP	-6,70214	3,01783	-2,221	0,0365	**
LMRI	-0,275386	0,871834	-0,3159	0,7549	
benefits	4,82343	1,52693	3,159	0,0044	***
PISAMOY	-0,140970	0,0591770	-2,382	0,0259	**
Education	-0,784813	0,786326	-0,9981	0,3286	

Moy. var. dép.	20,34255	Éc. type var. dép.	10,30892
Somme carrés résidus	3343,848	Éc. type de régression	6,425112
R2	0,661673	R2 ajusté	0,611550
F(12, 23)	35,93977	p. critique (F)	5,18e-12
Log de vraisemblance	-301,2446	Critère d'Akaike	628,4892
Critère de Schwarz	661,5520	Hannan-Quinn	641,8442
rho	0,624516	Durbin-Watson	0,587404

Modèle 1: Effets fixes, utilisant les 94 observations  
Variable dépendante: YUrate

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	-20,7699	44,1029	-0,4709	0,6394	
GDPt1	-0,0886368	0,262630	-0,3375	0,7370	
inflation	0,0863846	0,320540	0,2695	0,7885	
RLT	1,01096	0,245842	4,112	0,0001	***
lnPoP	-0,752416	1,25880	-0,5977	0,5524	
EFI	0,347353	3,66058	0,09489	0,9247	
parttime	2,25336	0,367441	6,133	<0,0001	***
EmplTax	2,30784	2,05227	1,125	0,2654	
ALMUNEMP	-10,0553	2,77523	-3,623	0,0006	***
LMRI	0,207107	1,01831	0,2034	0,8395	
benefits	0,355156	1,58471	0,2241	0,8235	
PISAMOY	0,00897262	0,0682819	0,1314	0,8959	
Education	0,326853	0,789311	0,4141	0,6803	